

es schon Spengel¹⁾ gezeigt, gangliös. Die überwiegende Mehrzahl der darin liegenden Ganglienzellen sind unipolar, bi- und multipolare Zellen finden sich aber auch darin. Letztere stehen doch in ihrem Typus den unipolaren näher als den exquisit multipolaren Zellen in den centralen Ganglien. Wenn auch die Mehrzahl der Neuronen im Nervus branchialis dem Deiters'schen Typus angehören, fehlen doch die Golgi'schen keineswegs in demselben. Zellenformen, denen die oben beschriebenen lateralen Associationcentren des Visceralganglions zusammensetzenden ähnlich, habe ich jedoch nie im Kiemenerv gesehen, und sie kommen wohl auch dort nicht vor, ausgenommen im dem Ganglion am nächsten liegenden Teile.

Der Nervus branchialis ist ein selbständiges sensorisches Centrum. Von demselben gehen Fibrillen aus, die in der Muskulatur der Kiemen motorische Plexus bilden, sowie auch andere, sensible, die in die Epithelzellen umspinnende Telodendrien endigen sowohl außen in den Kiemen wie in der den Kiemenerv umkleidenden Hülle.

Was schließlich die eventuelle Funktion des sog. Osphradiums betrifft, worüber ich zahlreiche noch nicht beendete Versuche angestellt habe, will ich mich hier darauf beschränken als meine Ueberzeugung auszusprechen, dass dem Osphradium von *Anodonta* keine spezifische Funktion zuzuschreiben ist. Ich werde in einer, wie ich hoffe, bald erscheinenden Mitteilung, die Gründe hierfür vorlegen und zugleich zu zeigen versuchen, dass das Osphradium der höheren Acephalen als ein rudimentäres Organ zu betrachten ist, eine Ansicht die schon von früheren Verfassern angedeutet ist. [83]

Lund (Schweden), 1. Juni 1897.

Korrelationsstudien an den Strahlzahlen einiger Flossen von *Acerina cernua* L.

Von Dr. phil. **Georg Duncker.**

(Zweites Stück und Schluss.)

In dieser Weise wurde ein großer Teil der für r berechneten Werte korrigiert und das Resultat der Korrektur dem empirischen in Klammern beigefügt. Ich untersuchte nach der dargestellten Methode zunächst bei 1900 Individuen die Korrelation zwischen den 18 nachstehenden Merkmalskombinationen (Kielflossen) und fand dabei die verzeichneten Werte für r und d :

1) Spengel, Die Geruchsorgane und das Nervensystem der Mollusken, in: Zeitschr. wiss. Zool., Bd. 35, 1881.

Komb. Merk.	<i>r</i>	<i>d</i>	Komb. Merk.	<i>r</i>	<i>d</i>
1. D ₁ : D ₂	- 0,379	0,0020	7. D ₂ : A ₁	{ - 0,026 (- 0,035	0,0626 0,1238)
2. D ₁ : D	0,383	0,0269	8. D ₂ : A ₂	0,273	0,0259
3. D ₁ : A ₁	{ 0,031 (0,044	0,0890 0,1537)	9. D ₂ : A	0,262	0,0039
4. D ₁ : A ₂ ¹⁾	- 0,097	0,1485	10. D : A ₁	{ 0,018 (- 0,024	1,1735 0,8819)
5. D ₁ : A	- 0,083	0,1114	11. D : A ₂	0,232	0,1404
6. D ₂ : D	0,710	0,0034	12. D : A	0,238	0,1812
Komb. Merk.			<i>r</i> <i>d</i>		
13. A ₁ : A ₂			{ - 0,056 (- 0,131	0,9104 0,0018)	
14. A ₁ : A			0,106	0,1571	
15. A ₂ : A			0,986	0,0175	
16. D ₁ + A ₁ : D ₂ + A ₂	- 0,365		0,1054	0,1054	
17. D ₁ + A ₁ : D + A	{ 0,157 (0,252		0,3272 0,0763)		
18. D ₂ + A ₂ : D + A	0,859		0,0701		

Bei einem morphologischen Deutungsversuch dieser Werte hat man zwischen der Größe der gefundenen Zahlen und ihrem Vorzeichen zu unterscheiden; ferner sind die anatomischen Beziehungen der kombinierten Merkmale bei demselben zu berücksichtigen.

Negativ ist die Galton'sche Funktion vor allem zwischen den Stachel- und den Weichstrahlzahlen beider Flossen (cf. die Kombinationen 1. 4. 7. 13. 16). Innerhalb einer und derselben Flosse mag dies daher rühren, dass überhaupt nur ein bestimmter Teil der Körpermitamere im Stande ist, die Summe der verschiedenartigen Flosselemente zu produzieren, und dass durch Beanspruchung eines größeren Abschnitts derselben zu Gunsten der einen die Produktion der anderen nach dem bereits erwähnten Schema $\frac{m}{m+n} : \frac{n}{m+n}$ rechnerisch notwendig herabgesetzt werden muss. Der Umstand jedoch, dass die negative Wechselbeziehung auch zwischen den verschiedenen Abschnitten beider Flossen besteht (Komb. 4. 7), lässt diese Deutung nicht als ausreichend anerkennen; da nämlich die D₁ ausschließlich dem Bauch-, die D₂, wie die beiden Teile der A, ausschließlich dem Schwanzabschnitt der Wirbelsäule zugehören, so wäre es nach dieser Auffassung wohl leichter verständlich, wenn nicht nur D₁ und A₂ (Komb. 4), sondern auch D₁ und A₁ (3) negativ, und nicht nur D₂ und A₂ (8), sondern auch D₂ und A₁ (7) positiv mit einander abänderten. Dieser Umstand scheint also auf das Bestehen einer ihrem Wesen nach einstweilen unbekanntem, nicht bloß rechnerischen [for-

1) Als Paradigma in Tab. I 1 und II 1 des Anhangs ausgeführt.

malen], sondern morphologischen, resp. physiologischen [realen]¹⁾ Korrelation zwischen der Stachel- und der Weichstrahlbildung in den Kielflossen hinzudeuten; zur Aufklärung derselben würde es des experimentellen Züchtungsversuches bedürfen. — Mit der Annahme einer derartigen negativen Korrelation zwischen Stachel- und Weichstrahlbildung stimmt auch das Verhalten der Komb. 16 zwanglos überein.

Positiv bleibt die Galton'sche Funktion zunächst zwischen den homologen Abschnitten der beiden Flossen (Komb. 3 und 8). Die Deutung dieses Verhaltens schließt sich dem eben Gesagten an. Ferner zwischen den Strahlensummen beider Flossen (Komb. 12); auf diesen Fall gehe ich weiter unten ein.

Besonders erwähnenswert erscheint, dass die Korrelation der Strahlzahlen zwischen jedem der beiden Abschnitte einer und derselben Flosse und ihrer Strahlensumme positiv ist (Komb. 2. 6. 14. 15; dementsprechend auch 17 und 18); zwischen D_1 und A (5) deutlich negativ, zwischen A_1 und D (10) als einzigem Fall, empirisch unentschieden (positiv), korrigiert jedoch ebenfalls negativ, wenn auch mit sehr großem Fehlerwert; dagegen zwischen dem Weichteil der einen Flosse und der Strahlensumme der anderen deutlich positiv (9 und 11). — Für die wechselseitigen Beziehungen zwischen dem Stachelteil der einen Flosse und der Strahlensumme der anderen liegen folgende beiden Möglichkeiten vor: entweder ist die negative Beziehung von D_1 zu A formal, wegen der bereits erwähnten Stellung beider Organe zur Wirbelsäule, während die A_1 vielleicht überhaupt nicht, vielleicht in positiver Richtung mit der D variiert, oder es besteht eine reale negative Korrelation zwischen D_1 und A sowohl, als auch zwischen A_1 und D; für letztere Auffassung spricht der Umstand, dass der korrigierte r -Wert (10) deutlich negativ wird. Eine Erklärung für diese Beziehung habe ich nicht auffinden können; da sie, der abnormen Variabilität von A_1 halber, an dem vorliegenden Material nicht mit voller Sicherheit festzustellen ist, so wäre die vergleichende Nachuntersuchung eines Materials mit zahlreicheren und deshalb voraussichtlich deutlicher und gesetzmäßiger variierenden A-Stacheln, wie sich solches z. B. in den gegenwärtig auch in Deutschland gezüchteten *Centrarchus*-Arten ergeben würde, wünschenswert.

Die absolute Größe der gefundenen r -Werte ist recht ungleich. Dass sie bei Komb. 15 so bedeutend ist, hat seinen Grund zum Teil

1) Betrachtet man Stacheln und Weichstrahlen als verschiedenartige Etappen einer und derselben Entwicklungstendenz ursprünglich gleichartiger Gebilde, so würde man auf eine Einwirkung äußerer Bedingungen schließen können, die je nach ihrer Qualität und Intensität die Zahl der einen oder der anderen höher werden ließe; ich deute hiermit nur eine Vermutung über den Weg an, auf welchem man möglicherweise einer sachlichen Erklärung näher kommen könnte.

wohl darin, dass, wegen des starken zahlenmäßigen Ueberwiegens der Weichstrahlen, die Variation der A fast völlig durch die der A₂ bestimmt wird. Indessen braucht diese Erklärung nicht ausreichend zu sein, da sowohl Komb. 6 wie 18 ebenfalls hohe *r*-Werte ergeben und vor allem bei der ersteren der für Komb. 15 genannte Erklärungsgrund nicht zutrifft. Die Stachelzahl der D beträgt nämlich im Mittel 14,157, die Weichstrahlzahl nur 12,756. Wesentlicher, als der Einfluss des totalen Mittelwertes wird bei diesen Beziehungen der des Variabilitätsindex in Betracht kommen, wie schon daraus zu schließen, dass z. B. der Variabilitätsindex von D nicht, entsprechend den totalen Mittelwerten, näher dem von D₁ sondern weit näher dem von D₂ steht (cf. Tab. II 2 des Anhangs); dieser Auffassung widerspricht auch das Verhalten von A₂ und A nicht, deren Variabilitätsindices einander fast gleich sind. Mit anderen Worten: wesentliche Vorbedingung für eine hohe Korrelationsintensität zwischen zwei Merkmalen ist die größtmögliche Aehnlichkeit ihrer Variationskurven (ihre Variabilität), während die numerische Aehnlichkeit ihrer totalen Mittelwerte an sich ohne Einfluss auf jene bleibt.

Der für *r* gefundene Wert ist in den betreffenden Kombinationen mit D₁ (1 und 4), sowie mit A₁ (7 und 13 korrigiert) zwischen den Bestandteilen einer und derselben Flosse größer, als zwischen den homologen verschiedener, eine Erscheinung, die gemäß den hier vorkommenden geringen Fehlerwerten vermutlich als normal anzusehen und auf den Grad der morphologischen Zusammengehörigkeit der Merkmale zurückzuführen ist. Die Korrelation zwischen D und A₂ (11) erscheint etwas weniger intensiv, als die zwischen D₂ und A (9), was mit der wiederholt hervorgehobenen Beziehung der betreffenden Teile zur Wirbelsäule zusammenhängend dürfte. Die Wechselbeziehung zwischen D und A (12) ist verhältnismäßig locker; ein an allerdings nur 100 Flundern (*Pleuronectes flesus* L.) desselben Fundorts durchgeführter Vergleich derselben, zu dem mich frühere Beobachtungen an zahlreicheren Exemplaren von *Pl. flesus* und *Pl. platessa*, von verschiedenen Fundorten stammend, veranlassten, ergab die Werte

$$r = 0,493; d = 0,0658,$$

also bei Verringerung des Fehlers einen mehr als doppelt so hohen Wert für *r*. Dieses Resultat erklärt sich ungezwungen daraus, dass die D und die A bei Plattfischen einmal durchgängig aus gleichartigen (Glieder-) Strahlen bestehen und ferner einen bedeutend größeren Teil der ohnehin relativ längeren Schwanzwirbelsäule, als bei *Ac. cernua* gemeinschaftlich einnehmen, beider Variation also voraussichtlich weit mehr von gleichen Bedingungen beeinflusst wird und daher in gleichartiger Weise verläuft, als bei unserer Species. -- Gelegentlich dieses Befundes ist mir eine Notiz Petersen's (6 S. 134 unten) aufgefallen, nach welcher eine derartige Beziehung beim Steinbutt (*Rhombus maxi-*

mus Cuv.) und beim Kleist (*Rhombus laevis* Rond.) nicht bestehen soll. Diese Angabe rührt vielleicht weniger daher, dass zu wenig Individuen auf die betreffenden Eigenschaften hin untersucht wurden (Steinbutt 185, Kleist 95), als dass die Korrelation dieser Merkmale, da sie mit dem eigentlichen Gegenstand der citierten Arbeit nicht weiter zusammenhängt, in der letzteren keine besondere Beachtung erlangte.

Recht ungleich sind die bezüglichen Werte von r für die zwischen dem Stachelteil einer Flosse und ihrer Strahlensumme bestehende Korrelation in Komb. 2 und 14; die letztere bleibt jedoch in beiden Fällen bedeutend weniger intensiv, als die zwischen den Weichstrahlen und der Strahlensumme einer und derselben Flosse bestehende (6. 15). — Die Differenz der beiden r -Werte in den Komb. 3 und 8, in welchen homologe Flossenabschnitte zusammentreffen, wird in erster Linie durch die höchst ungleichen Variationsverhältnisse bei den in Betracht kommenden Paaren erklärt werden müssen.

Was endlich die gefundenen wahrscheinlichen Fehlergrößen betrifft, so darf man als genügend zuverlässig ohne weiteres die Resultate der Kombinationen 1. 2. 6. 8. 9. 15 und 18 betrachten; annähernd genau sind noch die Kombinationen 4. 5. 11. 12. 14 und 16. Die Fehlerwerte der Kombinationen 3 und 7 sind für die empirischen Resultate kleiner als 0,10; für die korrigierten liegen sie zwischen dieser Grenze und 0,25, lassen also nur eine annähernde Bestimmung der Korrelationsintensität bei den letzteren zu, die jedoch in beiden Fällen nicht sehr von den empirischen abweichen. Gleiche Korrelationsrichtung, jedoch keinen sicheren Anhalt für die Korrelationsintensität ergaben die empirischen r -Werte der Komb. 13 und 17, während ihre korrigierten zuverlässig erscheinen. Unbrauchbar in jeder Beziehung ist das empirische Resultat für Komb. 10; das korrigierte lässt wenigstens eine negative Korrelation erkennen.

Die Untersuchung über die Wechselbeziehungen der Strahlzahlen der beiden P. unter einander und zu denen der Kielflossen erstreckte sich auf 1650 Individuen; das Ergebnis für die erstere war

$$19. \text{Ps} : \text{Pd}^1) \quad r = 0,700 \quad d = 0,0026.$$

Eine Formalität der Beziehung ist hier selbstverständlich ausgeschlossen; ob die bestehende hohe reale Korrelation eine direkte oder eine indirekte ist, entzieht sich einstweilen wohl einer wissenschaftlichen Entscheidung. — Bemerkenswert ist, dass bei dieser symmetrischen Species 18,1% aller untersuchten Individuen bezüglich der Strahlzahlen in den P. unsymmetrisch waren, und zwar 9,5% zu Gunsten der linken, 8,6% zu Gunsten der rechten Körperseite. Diese Ungleichheit spricht sich auch in den totalen Mittelwerten der Flossen aus, während ihre Variabilitätsindizes so gut wie unberührt davon bleiben. Ein Vergleich

1) cf. Tab. I 2 und II 1 des Anhangs.

mit 225 Exemplaren von *Pleuronectes flesus* [verschiedener Fundorte]¹⁾ ergibt bei letzteren nur 45,3% in dieser Hinsicht symmetrische Individuen; bei 51,6% überwiegt die Strahlzahl auf der Augenseite, bei 3,1% die auf der blinden. Die von diesem Material erhaltenen Werte sind

$$r = 0,640 \quad d = 0,0419.$$

Der hier vorliegende Fall stellt eine gute Illustration zu einer auch rein theoretisch verständlichen Auffassung über das Verhältnis zwischen Symmetrie und Korrelation dar, insofern nämlich die Korrelationsintensität zwischen den Strahlzahlen der P. ungefähr gleich bei symmetrischen, wie bei asymmetrischen Fischen ist. Man mag bei oberflächlicher Betrachtung vielleicht dazu neigen, beide Begriffe in gewissem Sinne für identisch, nämlich die Symmetrie als einen Spezialfall der Korrelation anzusehen. Das Irrtümliche dieses Gedankens beruht darin, dass „Symmetrie“ der Ausdruck für die antimere Lagebeziehung der Merkmale einerseits, für ihre Homologie und Ähnlichkeit andererseits ist, während mit „Korrelation“ ausschließlich die der Wahrscheinlichkeitsrechnung nicht entsprechende, jedoch bestimmt gerichtete Art der Kombination ihrer individuellen Abänderungen bezeichnet werden sollte. Bei symmetrischer Anordnung, aber asymmetrischer Gestaltung homologer Merkmale ist zwischen ihnen eine Korrelation jeder beliebigen, der höchsten ($r = \pm 1$), wie der niedrigsten ($r = 0$) Intensität ebensowohl vorstellbar, wie zwischen homologen, streng symmetrischen, oder nicht homologen, anders als symmetrisch angeordneten Merkmalen. Beide Begriffe sind logisch völlig von einander unabhängig; möglicherweise, vielleicht sogar wahrscheinlich ist mit Symmetrie auch stets eine höhere Korrelationsintensität²⁾ positiv wirkender Art verknüpft; als Tatsache bewiesen ist diese Möglichkeit jedoch einstweilen nicht, und erst zahlreiche Einzeluntersuchungen, die sich über die verschiedenen Fälle biologischer Symmetrieverhältnisse erstrecken, können diese Frage zur Klärung bringen.

1) Nach meinem Befund entsprach bei diesem Material der Verschiedenheit der Fundorte keine solche der P-Strahlzahlen, während *Ac. cernua* sich darin anders verhält. — Der Entwicklungsgrad der P, auch hinsichtlich ihrer Strahlzahlen, ist bei den Plattfischen auf der Augenseite höher, als auf der blinden; deshalb vergleiche ich hier nicht die der linken und der rechten, sondern der blinden und der augentragenden Körperseite mit einander. Unter den 225 Individuen entsprach die Augenseite bei 172 der rechten, bei 53 der linken Körperseite. — Die entsprechenden Werte für M und v sind

	Augenseite	Blindseite
M	10,538	10,018
v	0,748	0,816.

2) So fanden Weldon [10c] und Warren [9] an den gleichen symmetrischen Dimensionen des Cephalothorax bei zwei Rassen des *Carcinus maenas* (Weldon) und bei *Portunus depurator* (Warren) die r -Werte 0,76, 0,78 und 0,86, Thompson [8] für drei Paare von symmetrischen Dimensionen an *Palaeomon serratus* die Werte 0,94, 0,86 und 0,76.

Die 12 gefundenen Werte für r und d zwischen den P einerseits, den Kielflossen andererseits sind folgende:

20. Ps : D ₁	— 0,004	2,2080	26. Pd : D ₁	— 0,005	2,2090
21. Ps : D ₂	— 0,054	0,2439	27. Pd : D ₂	{ — 0,042	0,2313
				{ (— 0,055	0,1310)
22. Ps : D	{ — 0,031	0,4903	28. Pd : D	{ — 0,021	0,9072
	{ (— 0,052	0,0139)		{ (— 0,052	0,0133)
23. Ps : A ₁	0,041	0,7715	29. Pd : A ₁	{ 0,002	0,1944
				{ (0,004	0,4593)
24. Ps : A ₂	{ — 0,006	3,6962	30. Pd : A ₂	{ 0,034	1,2299
	{ (0,030	0,0913)		{ (0,079	0,0384)
25. Ps : A	{ 0,008	1,1760	31. Pd : A	{ 0,048	0,5617
	{ (0,039	0,0622)		{ (0,077	0,0308)

Aus diesen Resultaten lässt sich, der niedrigen r -Werte halber, die meistens noch mit großen wahrscheinlichen Fehlern verknüpft sind, nur wenig sicheres über die zwischen Kiel- und Brustflossen bestehenden Wechselbeziehungen entnehmen. Der Umstand aber, dass zwischen Ps und Pd in manchen ihrer Beziehungen zu den Kielflossen ein gewisser Parallelismus besteht, gestattet wenigstens eine bescheidene Benutzung der erhaltenen, vor allem der korrigierten Werte. Besonders klar tritt, zumal in den letzteren, hervor, dass sowohl die Weichstrahlzahl (21. 27), wie die Strahlensumme der Rückenflosse (22. 28) zu den Strahlzahlen jeder der beiden Brustflossen in negativer Korrelation von immerhin deutlicher Intensität steht. Weniger klar ist die positive Beziehung zwischen den Strahlzahlen jeder der Brustflossen einerseits, und den Weichstrahlen (24. 30), sowie der Strahlensumme der Afterflosse (25. 31) andererseits zu erkennen. Auffällig ist zwar die Aehnlichkeit der Größe der r -Werte sowohl bei Komb. 24 und 25, wie bei 30 und 31, die dem oben bezüglich des Einflusses Gesagten, welchen die Größe der in Betracht kommenden Variabilitätsindizes ausübt, entspricht; von einem Parallelismus der korrelativen Beziehungen seitens der Brustflossen aber ist hier zwischen den homologen Kombinationen nichts zu spüren, und die Fehlergröße ist bei allen vier korrigierten Werten so gering, dass ich den Mangel desselben nicht ohne weiteres als zufällig bezeichnen möchte.

Die übrigen vier mitgeteilten Resultate ergeben keine brauchbaren Anhaltspunkte; erwähnenswert ist davon höchstens die positive Korrelation zwischen A₁ und jeder der beiden P. — Die Kombination der Summe der P.-Strahlen mit den Summen der homologen Kielflossenstrahlen (z. B. Ps + Pd : D₁ + A₁) ergab, der abnormen [dreigipfligen]¹⁾ Variationskurve der ersteren halber, ebenfalls keine brauchbaren Resultate und wurde deshalb in dieser Arbeit völlig übergangen.

Es geht also nur so viel mit Sicherheit aus den angeführten Berechnungen hervor, dass in vereinzelt Fällen wenigstens auch zwischen

1) Abzuleiten aus dem Kombinationsschema in Tab. I 2 des Anhangs.

paarigen und unpaaren Flossen Korrelation der Strahlzahlen besteht. Der Umstand, dass diese zwischen den Weichstrahlen der D und der Strahlzahl jeder der P negativ, dagegen zwischen letzteren und den Weichstrahlen der A positiv wird, scheint ihre Verständlichkeit einstweilen auszuschließen, da die Annahme, die Entwicklung gleichartiger Strahlen sei in allen Flossen von den gleichen (inneren oder äußeren) Bedingungen abhängig, durch diesen Befund hinfällig wird.

Sollte eine Nachuntersuchung an geeigneterem Material, als welches ich vor allem die einheimischen *Cottus*-Arten wegen der günstigeren Zahlenverhältnisse der hier in Betracht kommenden Flossenstrahlen ansehe, die von *Acerina* erhaltenen Befunde bestätigen, so müsste zwischen D_1 und P_s (P_d) wahrscheinlich keine, zwischen D_2 und D einerseits, P_s oder P_d andererseits sicher negative, zwischen der hier stachellosen A und den Brustflossen positive Korrelation gefunden werden. Gerade die Wechselbeziehung zwischen paarigen und Kielflossen in den Strahlzahlen erachte ich auch in allgemein morphologischer Beziehung für bedeutsam genug, dass eine kontrollierende und vergleichende Nachuntersuchung dieser Verhältnisse wünschenswert erscheint.

Fasst man die wesentlicheren bisherigen Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung noch einmal kurz zusammen, so sind es folgende:

1. Die Erscheinung arithmetischer Korrelation in der Zahl der Flossenstrahlen wurde beobachtet
 - a) bei 1900 Individuen von *Acerina cernua* L. zwischen den beiden Kielflossen und ihren je zwei Abschnitten;
 - b) bei 1650 zwischen den beiden Brustflossen;
 - c) bei ebensovielen zwischen je einer Brustflosse einerseits und den Weichstrahlen sowie der Strahlensumme der Rücken- resp. der Afterflosse andererseits.
2. In den Kielflossen besteht negative Korrelation vor allem zwischen den ungleichartigen Abschnitten derselben, positive zwischen den gleichartigen und den Strahlensummen.
3. Die Korrelation zwischen den Brustflossen ist positiv und von bedeutender Intensität; die Symmetrie dieser Merkmale jedoch ist keine strenge.
4. Die Brustflossen stehen zur Rückenflosse in negativer, zur Afterflosse in positiver Korrelation.
5. Es gelang nicht in allen Fällen, Korrelation zwischen je zwei Merkmalen nachzuweisen.

Anhangsweise seien noch einige Bemerkungen über gewisse bei korrelativen Wechselbeziehungen bestehende Verhältnisse gestattet, auf welche ich an dieser Stelle nicht mehr ausführlich eingehen möchte, die mir jedoch genügendes Interesse für eine kurze Erwähnung zu

bieten scheinen. An Stelle des von Galton in die Korrelationsberechnungen eingeführten Faktors Q haben wir die durchschnittliche Variabilität (v) bei denselben benutzt. Sofern dies Verfahren berechtigt, müssen sich diejenigen Veränderungen, welche Galton betr. Q bei den der Korrelation unterliegenden und gleichzeitig als abhängig (zugeordnet) betrachteten Merkmalen nachgewiesen hat, auch bezüglich v aufzeigen lassen. Diese Veränderungen bestehen darin, dass die durchschnittliche Größe des Variabilitätsindex der den einzelnen supponierten Varianten zugeordneten Variantenreihen des abhängigen Merkmals um so stärker abnimmt, je intensiver die zwischen beiden Merkmalen bestehende Korrelation, mithin je größer der positive oder negative Wert von r ist. Das entsprechende arithmetische Verhältnis ist, nach Galton [4b], ausdrückbar durch die Formel

$$f = Q \sqrt{1 - r^2},$$

wobei Q den Variabilitätsindex (Quartilwert) eines Merkmals ausdrückt, sofern es nicht als zugeordnet betrachtet wird, f denselben in seiner durchschnittlichen Größe, sofern dieses Merkmal einem zweiten als zugeordnet betrachtet wird und zwischen beiden eine Korrelation von der Größe r besteht. War also jene oben erwähnte Vertauschung berechtigt, so muss auch

$$v^1 = v \sqrt{1 - r^2} \quad \text{sein.}$$

Die betreffenden Werte von v^1 sind für alle diejenigen Fälle berechnet worden, in welchen r eine genügende Größe besaß, um einen bemerkbaren Einfluss in dieser Formel auszuüben, also wo $r > \pm 0,3$. Kombinationen mit solchen r -Werten fanden sich sieben; somit ergeben sich 14 Beispiele zur Prüfung obiger Annahme. Die Berechnungen, in diesem Falle der Kürze halber (auch für r) nur für $v = \frac{\Sigma(x)}{n}$ ausgeführt, ergaben folgende Resultate:

Kombination	r	$\sqrt{1 - r^2}$	v^1		v	Zugeordn. Merkmal
			berechn.	gefunden.		
1. $D_1 : D_2$	-0,383	0,925	0,41	0,41	0,442	D_1
			0,58	0,56	0,624	D_2
2. $D_1 : D$	0,382	0,925	0,41	0,43	0,442	D_1
			0,54	0,56	0,569	D
6. $D_2 : D$	0,713	0,704	0,44	0,43	0,624	D_2
			0,40	0,42	0,569	D
15. $A_2 : A$	0,986	0,141	0,06	0,05	0,441	A_2
			0,07	0,05	0,449	A
16. $D_1 + A_1$: $D_2 + A_2$	-0,367	0,929	0,43	0,43	0,465	$D_1 + A_1$
			0,81	0,80	0,873	$D_2 + A_2$
18. $D_2 + A_2$: $D + A$	0,857	0,510	0,45	0,45	0,873	$D_2 + A_2$
			0,41	0,43	0,812	$D + A$
19. $Ps : Pd$	0,700	0,714	0,29	0,21	0,408	Ps
			0,29	0,25	0,409	Pd

Die Uebereinstimmung der empirisch gefundenen mit den durch Berechnung ermittelten Werten für v^1 dürfte für die Berechtigung unserer, zwecks Erleichterung der Bestimmung von r vorgenommenen Abänderung des Galton'schen Verfahrens sprechen.

Ebenso, wie die durchschnittliche Variabilität des zugeordneten Merkmals überhaupt, kann man die seiner einzelnen, jeder supponierten Variante zugeordneten Variantenreihen ermitteln. Ohne auf die Resultate dieser Berechnungen näher eingehen zu wollen, sei an dieser Stelle nur so viel erwähnt, dass die Variabilität der einzelnen zugeordneten Variantenreihen um so geringer wird, je weniger die supponierte Variante von dem totalen Mittelwert des supponierten Merkmals abweicht. In diesem Umstande dürfte es auch begründet sein, dass die Kombination der dem totalen Mittelwert der einzelnen Merkmale nächststehenden („mittleren“) Varianten nicht, wie J. B. Stead [7 p. 296] in einer Kritik meiner Dissertation [2] anzunehmen scheint, wenig Wahrscheinlichkeit für empirisches Vorkommen besitzen, sondern im Gegenteil ihre schon durch die Wahrscheinlichkeitsrechnung, bei normaler Variation wenigstens, bedingte maximale Häufigkeit für gewöhnlich um ein beträchtliches überschreiten.

So fand ich unter den früher erwähnten zweigliedrigen Merkmalskombinationen nur eine (8. D_2 : A_2), bei welcher die empirische Frequenz der mittleren Variantenkombination hinter der wahrscheinlichen ein wenig zurückblieb (612 statt 620); bei den übrigen war die empirische Frequenz stets die größere, z. B. fand sich die mittlere Variantenkombination der beiden P. bei 1650 Individuen 989 statt 770 Mal. — In Bezug auf die Kielflossenabschnitte ergab die Untersuchung von 1900 Individuen 83 verschiedenartige individuelle Variantenkombinationen zu vier Gliedern; von diesen kam eine (XIV + 13. — II + 7) 449 Mal, also in 23,6% aller Fälle, vor, während ihre wahrscheinliche Frequenz nur 395 (= 20,8%) betrug; diese Kombination erhält man auch durch Abrundung der betreffenden Mittelwerte auf ganze Zahlen (cf. Tab. II 2 des Anhangs). Häufiger, als in 10%, kamen überhaupt nur noch zwei Kombinationen vor: (XIV + 12. — II + 7) 204 Mal, (XIV + 13. — II + 8) 192 Mal; unter 5% blieben 79 von den restierenden 80. — Durch Hinzuziehung der Strahlzahlen der Brustflossen ergaben sich bei 1650 Individuen 240 sechsgliedrige Kombinationen; von diesen kam die häufigste (XIV + 13. — II + 7. — 14:14) 240 Mal, d. h. in 14,5% aller Fälle vor, statt nach der Wahrscheinlichkeitsrechnung 158 Mal (= 9,6%); über 5, jedoch unter 10% relative Häufigkeit besaßen nur noch drei Kombinationen; unter 1% blieben 219! Die Kombination der mittleren Varianten erweist sich also in diesen Beispielen als die bei weitem häufigste, wobei sie ihre durch die Wahrscheinlichkeitsrechnung bedingte Frequenz noch überschreitet. Ein genaueres Eingehen auf diese Verhältnisse muss ich mir jedoch für spätere Gelegenheiten vorbehalten.

Verzeichnis der angeführten Litteratur.

- [1] G. A. Boulenger, Catalogue of the Fishes in the British Museum. 2 Ed. London 1895. p. 110.
- [2] G. Duncker, Variation und Verwandtschaft von *Pleuronectes flesus* L. und *Pl. platessa* L. In: Wissenschaftliche Meeresuntersuchungen, herausg. v. d. Komm. z. wiss. Unters. d. dtsh. Meere zu Kiel u. d. Biolog. Anstalt auf Helgoland, N.F., 1. Bd., 2. H., S. 47—103, 1895.
- [3] C. Eigenmann, *Leuciscus balleatus* Rich., a Study in Variation. In: American Naturalist, 1895, January, p. 10—25.
- [4a] Frc. Galton, Family Likeness in Stature. In: Proceed. Roy. Soc. London, Vol. 40, 1886, p. 42—63.
- [4b] Derselbe, Correlations and their Measurement. Ibid. Vol. 45, 1888, p. 135—145.
- [5] Fr. Heincke, Die Varietäten des Herings. In: Mitteilungen d. Komm. z. wiss. Unters. d. dtsh. Meere. I.: Jahrg. IV—VI, 1878, S. 37—132; II.: Jahrg. VII—XI, 1882, S. 1—86.
- [6] G. C. J. Petersen, On some zoological Characters applicable by the Determination of young (post-larval) Flatfishes. In: Report of the Danish Biological Station, IV, 1893. [Fortsetzung S. 826].

Anhangstabelle I.

1. Kombination 4 des Textes, $D_1 : A_2 \cdot r = -0,097$.

D_1 supponiert

		$\frac{s}{v_s}$ (cf. Fig. ⊖)												
		12,979												
		V _s 11 12 13 14 15 16 Summe m _z										$\frac{z}{v_z}$ m _z berechn.		
(cf. Fig. +)												(cf. Fig. +)		
A_2 supponiert	- 2,68	5,939	3				1				1 14,000			
		4				1				1 14,000				
		5				8	2				11 14,091	0,05	14,272	
		6	1				227	2				14,194		
	- 0,26	7	1 2	104	784	295	17	1203				14,181	0,04	14,168
A_2 zugeordnet	2,07	8,028	8				52	304	87	1	444	14,083		
		9				4	7	2				13 13,846	-0,13	14,068
	Summe	1	2	189	1234	454	20	1900				14,157	= M	v = 0,604
m_z berechn.	$\frac{z}{v_z}$													
(cf. Fig. ⊖)	0,07													
7,227	0,04													
7,128	-0,11													
7,031	-0,26													
6,934	M = v													
0,636	M = v													
A_2 zugeordnet												D_1 zugeordnet		

- [7] J. B. Stead, Variation and Relationship of the Flounder and the Plaice. In: Journal of the Mar. Biol. Association, Vol. 3, Nr. 4, 1896, p. 293—299.
- [8] H. Thompson, On Correlation of certain external Parts of *Palaemon serratus*. In: Proc. Roy. Soc. London, Vol. 55, 1894, p. 221—243.
- [9] E. Warren, Variation in *Portunus depurator*. In: Proc. Roy. Soc. London, Vol. 60, 1896, p. 221—243.
- [10a] W. F. R. Weldon, The Variations occurring in certain Decapod Crustacea. I.: *Crangon vulgaris*. In: Proc. Roy. Soc. London, Vol. 47, 1890, p. 445—453.
- [10b] Derselbe, Certain correlated Variations in *Crangon vulgaris*. Ibid. Vol. 51, 1892, p. 2—21.
- [10c] Derselbe, On certain correlated Variations in *Carcinus maenas*. Ibid. Vol. 54, 1893, p. 318—329.

2. Kombination 19 des Textes, Ps : Pd . $r = 0,700$.

Ps supponiert

		$\frac{s}{v_s}$													
		(cf. Fig. ⊙)													
				1,55		0,26		2,02							
				—											
				12,966		15,007									
				12 13		14 15 16		Summe m_s				$\frac{z}{v_s}$ m_s berechn.			
				(cf. Fig. +)								(cf. Fig. +)			
				11 2		2 13,000		13 13,077		13,235		— 1,08 13,233			
				12 3 7 2 1		366 13,243		14 989 49 1133 13,958		15,007		16 1 135 14,726		14,713	
				13 8 263 93 2		15 16		1 13,000		16 1		1 13,000		1,51 14,667	
				14 2 93 989 49 1133 13,958		15 16		1 13,000		16 1		1 13,000		1,51 14,667	
				15 16		1 13,000		16 1		1 13,000		16 1		1 13,000	
				Summe		13 366 1122 148 1 1650 13,853		= M		v = 0,571		Pd zugeordnet			
				12,932		13,232		13,947		14,622		15,000		13,842	
				13,222		13,232		13,947		14,622		15,000		13,842	
				13,220		— 1,09		0,18		1,37		M		v	
				13,220		— 1,09		0,18		1,37		M		v	
				13,945		14,651		0,569		= v		Pd zugeordnet			

Bemerkungen: Kamen Varianten seltener als in 1% sämtlicher Fälle vor, so sind sie zu der nächsten, welche mindestens diese Frequenz besaß, hinzugezogen und von ihnen das arithmetische Mittel berechnet worden. Ebenso wurde mit ihren zugeordneten Mittelwerten (m_s) verfahren. Die Berechnung der zugeordneten Mittelwerte aus s , M_s , v_s , v_z und r (Buchstabenerklärung s. im Text) geschieht nach der Formel

$$m_s = M_s + \frac{r}{v_z} \cdot \frac{s}{v_s}$$

Anhangstabelle II.

1. Berechnung von r für

Kombinat. 4.

$$a) (m_z - M_z) : (V_z - M_s) = \frac{z}{s}.$$

$A_z = z$	$D_z = s$	$\frac{z}{s}$	$D_1 = z$	$A_2 = s$	$\frac{z}{s}$
0,043 :	— 1,178 =	— 0,037	0,030 :	— 1,180 =	— 0,025
0,023 :	— 0,157 =	— 0,146	0,024 :	— 0,113 =	— 0,212
— 0,071 :	0,843 =	0,084	— 0,080 :	0,915 =	— 0,687
— 0,163 :	1,843 =	0,088			
$\Sigma \left(\frac{z}{s} \right) = - 0,355$			$\Sigma \left(\frac{z}{s} \right) = - 0,324$		

Kombinat. 19.

$Pd = z$	$Ps = s$	$\frac{z}{s}$	$Ps = z$	$Pd = s$	$\frac{z}{s}$
— 0,620 :	— 0,887 =	0,699	— 0,617 :	— 0,887 =	0,606
0,105 :	0,147 =	0,714	0,105 :	0,158 =	0,665
0,782 :	1,154 =	0,678	0,860 :	1,165 =	0,738
$\Sigma \left(\frac{z}{s} \right) = 2,101$			$\Sigma \left(\frac{z}{s} \right) = 2,099$		

Komb. 4.

Komb. 19.

$$b) \frac{\Sigma \left(\frac{z_{II}}{s_I} \right) \cdot \frac{v_I}{v_{II}}}{p} + \frac{\Sigma \left(\frac{z_I}{s_{II}} \right) \cdot \frac{v_{II}}{v_I}}{q} = r$$

— 0,355 · 0,950 = — 0,337250	2,101 · 1,004 = 2,109406
— 0,324 · 1,053 = — 0,341172	2,099 · 0,996 = 2,090604
— 0,678422 : 7 = — 0,097 = r	4,200010 : 6 = 0,700 = r

$$c) \frac{\Sigma \left(\frac{z_{II}}{s_I} \right) \cdot \frac{v_I}{v_{II}}}{p} = p_1 \qquad \frac{\Sigma \left(\frac{z_I}{s_{II}} \right) \cdot \frac{v_{II}}{v_I}}{q} = r_2$$

— 0,337250 : 4 = — 0,084312 = r_1	2,109406 : 3 = 0,703135 = r_1
— 0,341172 : 3 = — 0,113724 = r_2	2,090604 : 3 = 0,696868 = r_2

$$d) d = \frac{r_2 - r_1}{r_1 + r_2} \qquad d = \frac{r_1 - r_2}{r_1 + r_2}$$

0,1485

0,0026

2. Verzeichnis der M - und v -Werte sämtlicher Merkmale.

Merkmal	1900 Individ.			1650 Individ.		
	M	v		M	v	
		$\frac{\Sigma(x)}{n}$	$\sqrt{\frac{\Sigma(x^2)}{n}}$		$\frac{\Sigma(x)}{n}$	$\sqrt{\frac{\Sigma(x^2)}{n}}$
D_1	14,157	0,442	0,604	14,156	0,443	0,607
D_2	12,756	0,624	0,799	12,747	0,630	0,799
D	26,913	0,569	0,806	26,903	0,577	0,810
A_1	2,018	0,037	0,138	2,019	0,038	0,138
A_2	7,113	0,441	0,636	7,107	0,434	0,634
A	9,131	0,449	0,633	9,127	0,443	0,629
P_s				13,853	0,408	0,571
P_d				13,842	0,409	0,569
$D_1 + A_1$	16,175	0,465	0,624			
$D_2 + A_2$	19,868	0,873	1,153			
$D + A$	36,044	0,812	1,136.			

N a c h t r a g.

Den Resultaten meines obigen Aufsatzes kann ich, dank der Freundlichkeit des Herrn Fischermeisters Koch auf Reichenau im Bodensee, welcher mir auf meine Bitte das nötige Material bereitwilligst verschaffte, betreffs *Cottus gobio* L. einiges hinzufügen.

Bei dieser Art sind, im Gegensatz zur früher untersuchten, die stachelige und die weiche Rückenflosse von einander durch einen mehr oder weniger weiten Zwischenraum getrennt, ein Stachelteil der Afterflosse fehlt völlig, und es ergab sich, vielleicht im Zusammenhang hiermit, eine positive Korrelation zwischen allen drei untersuchten Kielflossen (D_1 , D_2 und A). Soweit überhaupt nachweisbar, waren auch die korrelativen Beziehungen der beiden Brustflossen zu den Kielflossen positiv. Hat somit das Vorzeichen der bei *C. gobio* gefundenen r -Werte gegenüber denen von *A. cernua* mehrfach eine Aenderung erfahren, so fällt andererseits die Aehnlichkeit der absoluten Zahlenwerte bei mehreren Beziehungen zwischen bestimmten Flossen von *Cottus*, wie von *Acerina* auf, ein Befund, den ich dem von Warren¹⁾, Aehnlichkeit der Korrelation homologer Dimensionen bei verschiedenen *Brachyuren*, zur Seite stellen möchte.

Während alle sonstigen Berechnungen, Abkürzungen, Bezeichnungen etc. in meinem früheren Aufsatz klar gelegt sind, habe ich mir in den vorliegenden Zeilen eine Vereinfachung der Berechnung von r gestattet. Da nämlich

$$\frac{1}{p} \sum \left(\frac{z_{II}}{s_I} \right) \cdot \frac{v_I}{v_{II}} = \frac{1}{q} \sum \left(\frac{z_I}{s_{II}} \right) \cdot \frac{v_{II}}{v_I} = r,$$

1) Variation in *Portunus depurator*. In: Proc. Roy. Soc., London, Vol. 60, Nr. 362, p. 233.

so ist

$$\frac{\sum \left(\frac{z_{II}}{s_I} \right) \cdot \sum \left(\frac{z_I}{s_{II}} \right)}{p \cdot q} = r^2,$$

r also gleich der Wurzel des letzteren Ausdrucks¹⁾. Bei dieser Rechnungsart lässt sich die relative Größe des wahrscheinlichen Fehlers (d) nicht bestimmen; wie aber ein Vergleich der so gewonnenen nachstehenden r -Werte von *Acerina* mit den auf die früher geschilderten Methoden ermittelten (S. 790 u. 794) zeigt, erleiden die ersteren keine Einbuße an Genauigkeit. Auch die doppelte Berechnung der r -Werte für *Cottus* bestätigte dies.

Das Untersuchungsmaterial der letzteren Art besteht aus 354 Individuen (231 ♂, 123 ♀), ist also etwas klein. Ich stelle den bei *Cottus gobio* erhaltenen Resultaten für r die entsprechenden von *Acerina cernua* zum Vergleich gegenüber, wobei die korrigierten r -Werte durch Cursivdruck gekennzeichnet sind.

MerkmalSkomb.	<i>Acerina</i>	<i>Cottus</i>	MerkmalSkomb.	<i>Acerina</i>	<i>Cottus</i>
1 D ₁ : D ₂	— 0,380	0,110	7 Ps : Pd	0,700	0,720
2 D ₁ : D	0,382	0,808	8 Ps : D ₁	?	0,134
3 {D ₁ : A ₂	— 0,098}	0,127	9 Ps : D ₂	— 0,050	0,096
{D ₁ : A	— 0,084}		10 Ps : D	— 0,052	0,163
4 D ₂ : D	0,710	0,803	11 Pd : D ₁	?	0,073
5 {D ₂ : A ₂	0,273}	0,266	12 Pd : D ₂	— 0,056	0,070
{D ₂ : A	0,264}		13 Pd : D	— 0,052	0,111
6 {D : A ₂	0,222}	0,300			
{D : A	0,226}				

Aehnlich verhalten sich bei beiden Arten die Werte der Kombinationen 4—7, also mit Ausnahme von Komb. 2 aller derjenigen, welche bei beiden Arten die gleiche Korrelationsrichtung aufweisen. Verschiedenheit ihrer Vorzeichen (der Korrelationsrichtung) findet sich in Kombination 1. 3. 9. 10. 12. 13. Eine intensivere Korrelation, als bei *Acerina cernua*, weisen bei *Cottus gobio*, vermutlich in Folge der positiven von Komb. 1 und 3, die Kombinationen 2, 3, 4, 6, 8—13 auf, während die zwischen der stacheligen und der weichen Rückenflosse (Komb. 1) bestehende schwächer bei der Gruppe mit geteilter, als bei dem Kaulbarsch mit ungeteilter Dorsalen ist. In den Beziehungen der beiden Brustflossen zu den Strahlzahlen der gesamten Rückenflosse sowohl, wie ihrer Einzelabschnitte ist bei *C. gobio* die durchgängig höhere Korrelations-Intensität der Ps gegenüber der der Pd zu erwähnen.

1) r ist hier demnach das geometrische Mittel zwischen r_1 und r_2 , statt nach der früheren Ableitung das arithmetische. Da jedoch r_1 und r_2 annähernd gleich sind, ändert dieser Umstand in den ersten Stellen von r so gut wie nichts. Die Differenz zwischen dem arithmetischen (a) und dem geometrischen Mittel (y) ist $a - y = a (1 - \sqrt{1 - d^2})$.

Der Gesamtbefund erweckt den Eindruck, als ob in Folge der Lücke zwischen D_1 und D_2 bei der Gruppe der Variabilität jeder einzelnen dieser Flossen ein größerer Spielraum gelassen und damit ein Hindernis beseitigt sei, welches einer individuellen Tendenz, überhaupt Flossenstrahlen, gleichgiltig in welcher Flosse, zu entwickeln, bei *Acerina cernua* entgegensteht und hier mehrfach zu negativer (direkter?) Korrelation von Strahlzahlen führt, wo die eben angenommene Tendenz positive (indirekte?) erfordern würde.

Die P. beider Arten bieten auch hinsichtlich ihrer Symmetrieverhältnisse gewisse Beziehungen. Gleiche Strahlzahlen in beiden Flossen wiesen bei *Cottus gobio* 82,5, bei *Acerina cernua* 81,9% der Individuen auf. Die Strahlzahl überwog in der linken Brustflosse bei *Cottus* in 5,6, bei *Acerina* in 9,5%, in der rechten bei *Cottus* in 11,9, bei *Acerina* in 8,6%, so dass der bei *Acerina* konstatierten schwächeren Asymmetrie zu Gunsten der linken Körperseite bei *Cottus* eine stärker entwickelte zu Gunsten der rechten entspricht, die sich auch in den totalen Mittelwerten der betreffenden Flossen ausdrückt (links 13,52, rechts 13,58). Die Variabilitätsindices bleiben auch hier wiederum davon unberührt.

Vielleicht bedeutet es nicht bloß einen Zufall, wenn die Variabilitätsindices der homologen Flossen bei beiden, systematisch so wenig verwandten Arten zu einander in einem unlegbar ähnlichen Verhältnis stehen:

Merkmal	<i>Acerina</i>	<i>Cottus</i>
D_1	0,604	0,719
D_2	0,799	0,877
D	0,806	1,199
A_2	0,636	
A	0,633	0,773
Ps	0,571	0,568
Pd	0,569	0,573

Bei beiden Arten bleibt der Variabilitätsindex

$$v = \sqrt{\frac{\sum (x^2)}{n}}$$

auf dessen Bedeutung ich bei anderer Gelegenheit eingehen werde¹⁾, am kleinsten für die beiden P, nächst diesen für die D_1 und wird unter den Einzelflossen am größten für die D_2 . Bezüglich der Flossenstrahlzahlen überhaupt muss man, obigen Werten entsprechend, *Cottus gobio* als die variabelere Form anerkennen.

1) Hier nur so viel darüber, dass $v\sqrt{2}$ der reziproke Wert des von O. A. M. on (Der Abänderungsspielraum, Sep. a. Naturw. Wochenschr., 1896, Nr. 12—14, S. 5) in seiner Besprechung der Gaus s'schen Wahrscheinlichkeitsformel mit h

bezeichnete Exponent (Präzisionskoeffizient) ist, so dass $h = \frac{1}{v\sqrt{2}}$.

Zusätze bei der Korrektur.

1. Wie ich nachträglich ersehe, unterscheidet auch Haacke¹⁾ zwischen den von mir getrennten Fällen realer direkter und realer indirekter Korrelation und belegt sie mit den wohl passenderen Bezeichnungen „Korrelation“, beziehungsweise „Symplasia“.

2. Neuerdings gibt Pearson²⁾ eine von der Galton'schen abweichende Formel zur Berechnung von r

$$r = \frac{\sum (x y)}{n v_1 v_2},$$

wobei x , resp. y die einzelnen Abweichungen der kombinierten Merkmale von ihren totalen Mittelwerten, n die Summe der Individuen bedeutet. Diese Formel wendet auch Warren (l. c.) bei seinen Berechnungen an. Da mir aber die morphologische Bedeutung derselben im Gegensatz zur Galton'schen unverständlich geblieben ist, verzichtete ich einstweilen auf ihre Benutzung zu Gunsten der letzteren.

Druckfehler-Berichtigung zu S. 792, Zeile 14 v. o. (erste Gleichung)

$$\text{statt } r = \frac{\sum (v)}{n} \quad \text{lies } v = \frac{\sum (x)}{n}$$

[68]

Zoologische Lehrbücher.

1. Hertwig, Richard, Lehrbuch der Zoologie. Vierte umgearbeitete Auflage, 8°, 12 Seiten Titel und Inhalt, 612 Seiten Text. 568 Abbildungen im Text. Jena. Gustav Fischer. 1897.
2. Selenka, Emil, Zoologisches Taschenbuch für Studierende. Zum Gebrauch während der Vorlesungen und praktischen Uebungen zusammengestellt. I. Wirbellose, 8°, 100 Stn. — II. Wirbeltiere, 114 Stn., 800 Abbildungen, 4. Auflage, Leipzig, Arthur Georgi, 1897.
3. Blanchard, R., Traité de Zoologie. — 8°. Paris. Rneff et Cie. Fascicule XI. Némertiniens par M. Louis Joubin. 57 Stn. 53 Figuren. — Fascicule XVI. Mollusques par M. Paul Pelsener. 187 Stn. 157 Figuren.
4. Heck, Matschie, v. Martens, Dürigen, Slaby und Kirchoff. Das Tierreich, 2 Bände, 8, 832 und 1390 Stn. Zahlreiche Abbildungen. Neudamm, J. Neumann, 1897.

Der Zufall hat diese Lehrbücher innerhalb kurzer Zeit auf dem Redaktionstisch zusammengeführt. So ungleich sie auch unter einander sind, mögen sie deshalb dennoch in dieser Anzeige zusammengefasst werden.

1. Hertwig's Lehrbuch ist bekannt genug, um in der neuen Auflage nur einer kurzen Erwähnung zu bedürfen. Von seiner Beliebtheit zeugt die Tatsache, dass in 6 Jahren die vierte Auflage erschienen ist. Gegenüber der dritten ist die Abteilung der Sporozoen, wegen ihrer Bedeutung für die Fischzucht und für die Krankheiten der Menschen, erweitert worden und auch sonst sind alle Teile einer genauen Durchsicht mit Rücksicht auf neuere Forschungen unterworfen worden, was namentlich bei den Wirbeltieren bemerklich wird.

1) W. Haacke, Grundriss der Entwicklungsmechanik. Leipzig 1897. S. 197 ff.

2) K. Pearson, Mathematical Contributions to the Theory of Evolution. III: Regression, Heredity and Panmixia. In: Phil. Transact. Roy. Soc. London, Vol. 187 A, 1896, p. 265.

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Biologisches Zentralblatt](#)

Jahr/Year: 1897

Band/Volume: [17](#)

Autor(en)/Author(s): Duncker Georg

Artikel/Article: [Korrelationsstudien an den Strahlzahlen einiger Flossen von *Acerina cernua* L. 815-831](#)