

R. Kongiel.

Rozważania nad zmiennością jeżowców.

(*Considérations sur la variabilité des Échinides*).

(Z 5 rys. i 38 tabelami w tekście oraz tablicami I—II — Avec 5 fig. et 38 tables dans le texte et planches I—II).

Cechy jakościowe i ilościowe używane przy rozróżnianiu różnych form jeżowców kopalnych są zazwyczaj obserwowane i mierzone na pojedynczych okazach i przy ich porównywaniu używa się różnych, bardzo względnych i subiektywnych określeń w rodzaju: bardziej lub mniej wydłużony, silniej lub słabiej wypukły i innych temu podobnych. Ten rodzaj opisu daje bardzo niedokładne i często nawet błędne pojęcie o gatunku. Należy go przeto zastąpić przez dokładny rysunek i opis, jeśli chodzi o cechy jakościowe i ścisły pomiar jaknajwiększej ilości cech, różniących się ilościowo. Metoda ta pozwala z jednej strony uzyskać dokładny obraz gatunku (oczywiście w ramach dokładności naszych subiektywnych obserwacji), z drugiej zaś umożliwia, po zgromadzeniu większej ilości materiału z różnych pięter, na wyprowadzanie wniosków genetycznych.

Prowadząc badania miałem na celu przede wszystkim poznanie cech, które mogą mieć znaczenie przy rozróżnianiu jeżowców. Z tego względu zwróciłem główną uwagę na materiał współczesny, który ze względu na lepsze jego poznanie zoologiczne winien stać się podstawą do studiów nad materiałem kopalnym. Niemniej jednak uznałem za możliwe ogłoszenie wyników, dotyczących rodzaju *Offaster*, charakterystycznego dla kredy kwadratowej, pomimo iż moje badania nie oświetliły jeszcze w zupełnie dostatecznym stopniu istoty różnic, które ujawniają się u różnych form przynależnych do tego rodzaju.

Materiał współczesny zebrałem na szwedzkiej stacji zoologicznej w Kristineberg, gdzie korzystałem z niezwykle uprzejmej pomocy i licznych wskazówek prof. L ö n n b e r g'a i dra G u s t a f s o n'a. Materiał kopalny pochodzi ze zbiorów Zakładu Paleontologii U. J., doc. Z b. S u j k o w s k i e g o i dra Z b. S t. R ó ż y c k i e g o oraz zbiorów zgromadzonych przeze mnie przy pomocy finansowej Twa Muzeum Ziemi. Przy opracowywaniu strony statystycznej zagadnienia korzystałem z cennych wskazówek doc. W. I w a n o w s k i e j. Wreszcie przeprowadzenie niezbędnych badań zostało mi umożliwione na skutek stypendium zagranicznego, udzielonego mi przez Zarząd Funduszu Kultury Narodowej. Wszystkim osobom i instytucjom, które w ten lub inny sposób przyczyniły się do ułatwienia mi pracy składam serdeczne podziękowanie.

* * *

Zanim przystąpię do właściwego tematu mych rozważań muszę poświęcić nieco miejsca opisaniu używanych przeze mnie metod statystycznych, zwłaszcza, że niektóre z tych obliczeń nie były dotychczas cytowane w polskiej literaturze biometrycznej.

Metody statystyczne mają na celu wyprowadzenie t. zw. stałych biometrycznych, charakterystycznych dla badanej grupy osobników oraz graficzne przedstawienie zmienności tej grupy. Najpierw grupujemy dane otrzymane z pomiarów według ich wartości liczebnej. W czasie mych badań przeprowadzałem pomiary z dokładnością do 0,5 mm, odstępy między rzędami wynoszą również 0,5 mm, cztery rzędy stanowią jedną klasę. Jednak w niektórych wypadkach zwiększyłem dokładność pomiarów do 0,1 mm i zmieniałem odstęp między rzędami i klasami (cechy wyrażone liczbami oderwanymi lub stosunkiem procentowym). Przeciętnie używałem do pomiarów ok. 100 okazów; jest to maksymalna liczba, jeśli chodzi o jeżowce kopalne, jaką można w ciągu kilku lat zbierać.

Po ugrupowaniu okazów należących do danego gatunku wykreślamy krzywą zmienności, odkładając klasy na osi odciętych, a ilości okazów w klasach na osi rzędnych. Otrzymana krzywa empiryczna będzie tym więcej zbliżona do

t. zw. normalnej krzywej zmienności im większą ilością okazów rozporządzamy. Jednak już sto, a nawet mniejsza ilość okazów w zupełnie wyraźny sposób charakteryzuje badaną grupę osobników, pod warunkiem, że ta grupa składa się z osobników genetycznie jednorodnych, żyjących w jednokowych lub mało odmiennych warunkach i posiadających niezbyt szeroką amplitudę zmienności.

Dla dokładnego przedstawienia badanej grupy osobników należy oprócz krzywej zmienności podać pewne stałe, charakterystyczne dla typu tej grupy. Prace biometryczne uwzględniają dwa rodzaje stałych: geometryczne i algebraiczne. Stałych geometrycznych (jak np. mody) nie używałem, gdyż są one mniej wygodne w użyciu i w mniej czuły sposób określają zmienność. Spośród stałych algebraicznych używa się przede wszystkim powszechnie *średniej arytmetycznej M*. Można ją obliczyć tak jak zazwyczaj oblicza się średnią arytmetyczną t. zn. przez zsumowanie wartości danej cechy u wszystkich osobników i podzielenie otrzymanej sumy przez ogólną ilość okazów. Jednak ta metoda jest zbyt długa i używam w mych rozważaniach innej, opartej na stosunkowo prostych obliczeniach, która jest o tyle pożyteczniejsza, że pozwala obliczyć również niektóre inne stałe biometryczne.

Podkład matematyczny tej metody jest następujący. Każda ze składowych szeregu wariacyjnego, która nie jest równa średniej arytmetycznej odchyła się mniej lub więcej od tej średniej. Składowe większe od średniej odchylają się w kierunku dodatnim, mniejsze — w kierunku ujemnym. Miarą tego odchylenia jest różnica między wartością danej składowej A i wartością średniej: $A - M = x$ (odchylenie). Średnia ma tę właściwość, że sumy wszystkich odchyleń, mierzonych od średniej w kierunku dodatnim i ujemnym są sobie równe, a suma odchyleń dodatnich i ujemnych wynosi zero. Korzystając z tej zasady przyjmujemy wartość jakiejś składowej M^0 za średnią umowną i obliczamy odchylenia wszystkich innych składowych od tej średniej. (W wypadku gdy obrana średnia umowna jest zbyt silnie oddalona od średniej rzeczywistej, na podstawie wielkości odchylenia sądzimy o wartości średniej umownej najbardziej zbliżonej do średniej rzeczywistej.) Następnie su-

Klasa	Ilość osobników p	Odczylenie klasy od średniej M^0 x	$p \cdot x$	$p \cdot x^2$	$p \cdot x^3$	$p \cdot x^4$
13.	1	— 5.5	— 5.5	30.25	— 166.375	915.0625
.5	3	— 5	— 15	75	— 375	1875
14.	2	— 4.5	— 9	40.50	— 182.250	820.1250
.5	4	— 4	— 16	64	— 256	1024
15.	4	— 3.5	— 14	49	— 171.500	600.2500
.5	4	— 3	— 12	36	— 108	324
16.	3	— 2.5	— 7.5	18.75	— 46.875	117.1875
.5	6	— 2	— 12	24	— 48	96
17.	9	— 1.5	— 13.5	20.25	— 30.375	45.5625
.5	12	— 1	— 12	12	— 12	12
18.	4	— 0.5	— 2	1	— 0.500	0.2500
.5	6	0	0	0	0	0
19.	6	0.5	3	1.50	0.750	0.3750
.5	5	1	5	5	5	5
20.	9	1.5	13.5	20.25	30.375	45.5625
.5	4	2	8	16	32	64
21.	3	2.5	7.5	18.75	46.875	117.1875
.5	3	3	9	27	81	243
22.	4	3.5	14	49	171.500	600.2500
.5	5	4	20	80	320	1280
23.	1	4.5	4.5	20.25	91.125	410.0625
.5	1	5	5	25	125	625
24.	2	5.5	11	60.50	332.750	1830.1250
.5	1	6	6	36	216	1296
25.	2	6.5	13	84.50	549.250	3570.1250
.5	3	7	21	147	1029	7203
$M^0 =$ 18.5	107		$\Sigma x =$ + 22	$\Sigma x^2 =$ + 961.50	$\Sigma x^3 =$ + 1633.750	$\Sigma x^4 =$ + 23119.125

T a b e l a I.

Tablica pomocnicza do obliczania wartości stałych biometrycznych.
Table auxiliaire pour le calcul des constantes biométriques.

mujemy osobno odchylenia dodatnie i odchylenia ujemne. Jeżeli suma odchylenń dodatnich i ujemnych wynosi zero wówczas nasza średnia umowna jest rzeczywistą średnią arytmetyczną M . Jeżeli natomiast suma wszystkich odchylenń będzie mieć wartość dodatnią lub ujemną wówczas należy wprowadzić poprawkę b . Poprawkę tę obliczamy dzieląc sumę wszystkich odchylenń Σx przez ogólną ilość bada-

nych osobników $n: b = \frac{\Sigma x}{n}$, zaś średnią arytmetyczną obliczamy z wzoru: $M = M^0 + b = M^0 + \frac{\Sigma x}{n}$. Dla przykładu podaję sposób obliczania średniej arytmetycznej długości pancerza u okazów należących do rodzaju *Offaster*, zebranych

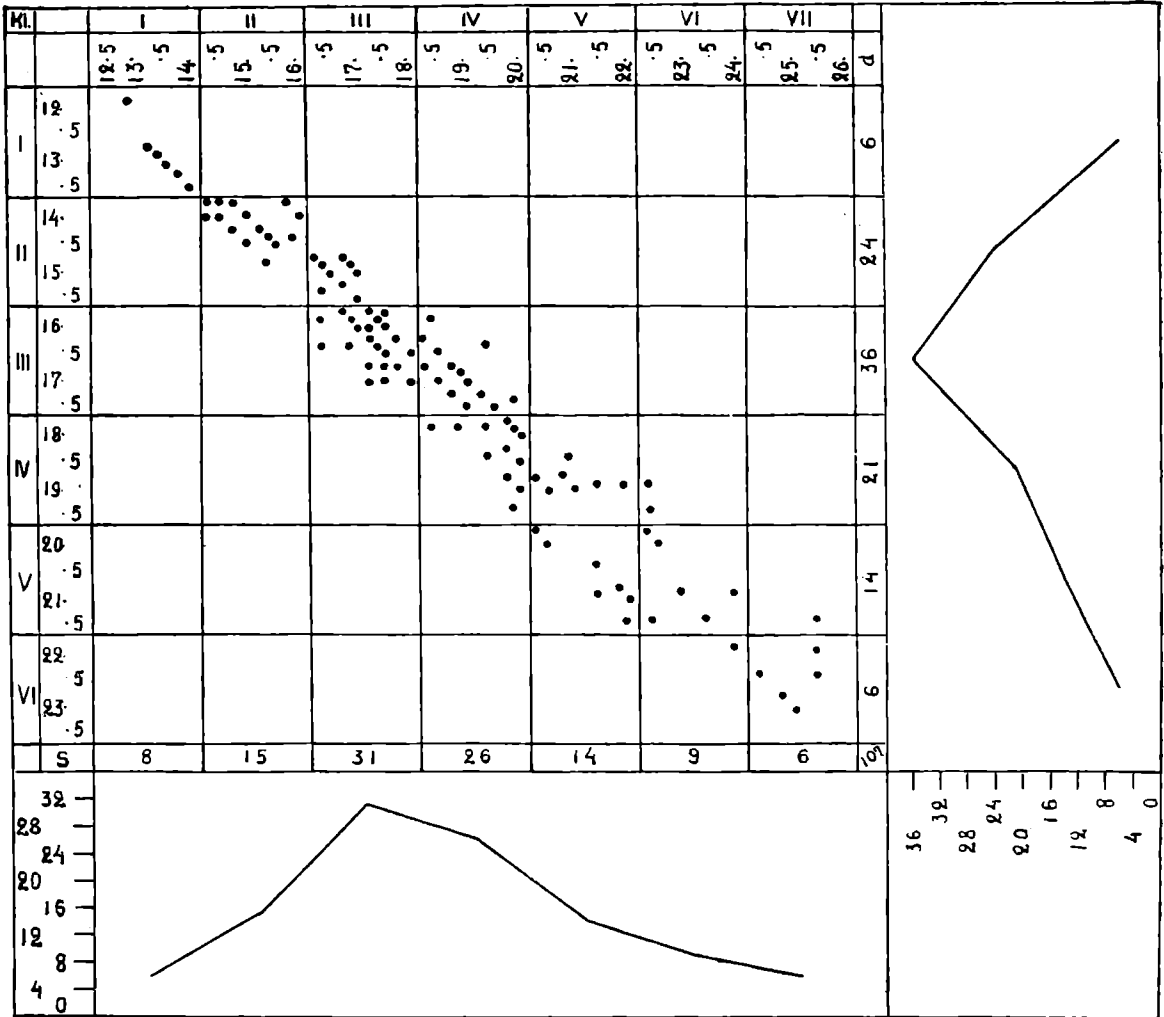


Tabela II. — *Offaster*. — Korelacja długości i szerokości pancerza. —
Corrélation de la longueur et de la hauteur du test.

w kredzie krakowskiej, miechowskiej i lelowskiej (tabela I, rubryka 4):

Przy ilości okazów $n = 107$ suma odchyżeń $\Sigma x = -118.5 + 140.5 = +22$, poprawka $b = + \frac{22}{107} = +0.21$ i średnia arytmetyczna $M = M^0 + b = 18.5 + 0.21 = 18.71$.

Ponieważ dwa szeregi o jednakowej średniej, a różnej amplitudzie zmienności (nazwą tą określam odstęp między

skrajnymi wartościami badanej cechy w danej grupie osobników) posiadają odmienną krzywą zmienności i przy jednakowej amplitudzie zmienności rozłożenie poszczególnych zmiennych w szeregu wariacyjnym bywa różne, więc koniecznym jest wyprowadzenie jakiegośkolwiek innego wskaźnika, któryby ujawniał powyżej wymienione właściwości różnych szeregów zmienności. Tym wskaźnikiem jest t. zw. d y s p e r s i a σ będąca miarą skupienia poszczególnych zmiennych dokoła wartości średniej arytmetycznej.

Obliczamy tę stałą biometryczną z wzoru: $\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum x^2}{n} - b^2}$.

Przy dużym odstępnie c wprowadzamy do wzoru poprawkę:

$\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum x^2}{n} - b^2 - 0.0833 c^2}$. Praktyczne zastosowanie tego

wzoru ilustruję na przykładzie badanych okazów z rodzaju *Offaster* (tabela I, rubryka 5): $\sum x^2 = 961.50$; $\sigma =$

$$= \sqrt{\frac{961.50}{107} - 0.21^2} = \sqrt{8.9859} = 2.99 \text{ mm.}$$

Dla porównania ze sobą zmienności różnych cech używamy t. zw. spólczynnika zmienności k . Otrzymujemy tę stałą przez podzielenie wartości dyspersji przez wartość średniej arytmetycznej i wyrażamy w ‰‰:

$$k = \frac{100 \cdot \sigma}{M}. \text{ W przykładzie cytowanym } k = \frac{2.99 \times 100}{18.71} = 16.03\%.$$

Prawdopodobieństwo prawdziwości wyprowadzonych wskaźników biometrycznych zależy w dużym stopniu od ilości mierzonych osobników. Im większą liczbą okazów dysponujemy w czasie pomiaru, tym mniejsze są granice możliwych błędów. Dla zilustrowania stopnia prawdopodobieństwa naszych obliczeń podajemy zawsze obok poszczególnych wskaźników granice ich błędów. Błędy średnie m obliczamy z następujących wzorów: $m_M = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$,

$$m_\sigma = \frac{\sigma}{\sqrt{2n}}, \quad m_k = \frac{k}{\sqrt{2n}}.$$

Granice błędów prawdopodobnych e są mniejsze, otrzymujemy je mnożąc wartości błędów średnich przez spólczynnik 0.6745. Okazy z rodzaju *Offaster* badane przeze mnie posiadają następujące błędy średnie:

$$m_M = \pm \frac{2.99}{\sqrt{107}} = \pm 0.29, \quad m_\sigma = \pm \frac{2.99}{\sqrt{214}} = \pm 0.20, \quad m_k = \\ = \pm \frac{16.03}{\sqrt{214}} = \pm 1.10\%.$$

Wszystkie powyżej opisane obliczenia pozwalają na wyprowadzanie wniosków dotyczących pojedynczych cech. Gdy natomiast chcemy zbadać zależność jednych cech od drugich czyli stopień t. zw. współzależności albo korelacji używamy spólczynnika korelacji R , który obliczamy z wzoru $R = \frac{\Sigma xy - nb_x b_y}{n \sigma_x \sigma_y}$. W celu znalezienia wartości spólczynnika korelacji dla dwóch cech wykreślamy tablicę korelacyjną. Mianowicie zaznaczamy z lewej strony, na osi rzędnych (tabela II) wartości klas i rzędów jednej cechy, u góry, na osi odciętych — wartości klas i rzędów drugiej. Zależnie od tego jaką wartość posiada jedna i druga cecha u poszczególnych osobników spośród badanej grupy, wstawiamy je do odpowiednich rubryk, zaznaczając kółkami lub trójkącikami (wstawianie cyfr zamiast ilości osobników nie uważam za wskazane, gdyż ten sposób powoduje zaciemnienie graficznego obrazu korelacji). Na osi rzędnych z prawej strony i na osi odciętych u dołu wypisujemy ilości osobników w poszczególnych klasach lub rzędach. Na podstawie tych cyfr wykreślamy krzywe zmienności dla obu cech. Z prawej strony u dołu, w narożnej rubryce wypisujemy ilość ogólną osobników. Suma ta odnosi się zarówno do pionowego jak i do poziomego szeregów badanej grupy.

Wyrażenie Σxy we wzorze spólczynnika korelacji oznacza sumę iloczynów odchyień obu cech od średniej. Aby praktycznie obliczyć wartość liczebną tego wyrażenia wykreślamy pomocniczą tablicę korelacyjną (tabela III). Wzoruując się na właściwej tablicy korelacyjnej (tabela II) podkreślamy mocniej te rzędy, których wartości odpowiadają wartościom umownych średnich M^0 dla obu cech. W przykładzie podawanym przeze mnie takim rzędem na osi X jest rząd 18.5 mm, na osi Y — rząd 17.5 mm. Wszystkie osobniki, znajdujące się w rubrykach rzędów, odpowiadających średnim umownym nie będą odchyłać się od wartości tych średnich, inaczej mówiąc będą wykazywać odchylenie zerowe.

+	-6 -5.5 -5 -4.5	-4 -3.5 -3 -2.5	-2 -1.5 -1 -0.5	18.5	+0.5 +1 +1.5	+2 +2.5 +3 +3.5	+4 +4.5 +5 +5.5	+6 +6.5 +7 +7.5	1
-5.5	3 ^{22.5}								6
-5									
-4.5	2 ¹⁸								6
-4									
-3.5		4 ¹⁴ 2 ^{18.25} 2 ^{8.75}							
-3		2 ^{10.5} 3 ⁹ 1 ^{7.5}							
-2.5		1 ^{7.5}	3 ⁵ 3 ^{3.75}						24
-2			1 ⁴ 2 ³						
-1.5			1 ³ 3 ^{2.25} 5 ^{1.5}	1°					
-1			1 ² 1 ^{1.5} 3 ¹ 2 ^{0.5}	2°	1'				
-0.5			4 ^{0.5} 2 ^{0.25}	2°	3 ^{0.25}				36
M _S = 17.5					2° 2° 1°				
+0.5				1°	1 ^{0.25} 1 ^{0.5} 3 ^{0.75}				
+1					1' 2 ^{1.5}	1 ^{2.5}			
+1.5					2 ^{2.25}	2 ³ 2 ^{3.75} 1 ^{4.5} 1 ^{5.25}	1 ⁶		21
+2					1 ³		1 ⁸		
+2.5						2 ⁵	2 ¹⁰		
+3						1 ⁹			
+3.5					1 ^{10.5} 2 ^{12.25}		1 ^{15.75} 1 ^{19.25}		14
+4					1 ¹⁴	1 ¹⁶	1 ²⁰	1 ^{24.75}	
+4.5								1 ²⁸	
+5								1 ³⁰ 1 ³⁵	6
+5.5								2 ^{35.75}	
+6									
-	6	15	31	26	14	9	6	+	

Tabela III. — *Offaster*. — Tablica pomocnicza do obliczania współczynnika korelacji. — Table auxiliaire pour le calcul du coefficient de corrélation.

Wszystkie inne osobniki wykazują odchylenie dodatnie lub ujemne. Dla znalezienia wartości liczebnej wyrażenia Σxy należy obliczyć odchylenie każdego osobnika od średniej umownej cechy X i cechy Y. Suma iloczynów wszystkich odchyleń w całej badanej grupie osobników da nam poszukiwaną wartość liczebną wyrażenia Σxy . Po zaznaczeniu rzędów zerowych tablica korelacyjna zostaje podzielona na cztery kwadranty: lewy górny i prawy dolny, w których iloczyny odchyleń od średnich obu cech mają znak dodatni, oraz prawy górny i lewy dolny, w których te iloczyny mają znak ujemny. Dla wykonania rachunków układamy nową tabelę pomocniczą z zaznaczonymi kwadrantami, w których wpisujemy wartości iloczynów z odpowiednich rubryk. U badanych osobników z rodzaju *Offaster* tabela ta wygląda w sposób następujący (tabela IV):

I	$1 \times 30.25 = 30.25$	II	
	$3 \times 22.5 = 67.50$		
	$2 \times 18 = 36$		
	$4 \times 14 = 56$		
	$2 \times 12.25 = 24.50$		
	$2 \times 10.5 = 21$		
	$3 \times 9 = 27$		
	$1 \times 7.5 = 7.50$		
	$2 \times 8.75 = 17.50$		
	$1 \times 7.5 = 7.50$		
	$3 \times 5 = 15$		
	$1 \times 4 = 4$		
	$1 \times 3 = 3$		
	$1 \times 2 = 2$		
	$3 \times 3.75 = 11.25$		
	$2 \times 3 = 6$		
	$3 \times 2.25 = 6.75$		
$1 \times 1.5 = 1.50$			
$5 \times 1.5 = 7.50$			
$3 \times 1 = 3$			
$4 \times 0.5 = 2$			
$2 \times 0.5 = 1$			
$2 \times 0.25 = 0.50$			
	$1 \times 1 = 1$		
	$3 \times 0.25 = 0.75$		
	<hr/>		
	52 + 358.25		4 - 1.75
	<hr/>		
III			$1 \times 0.25 = 0.25$
			$1 \times 0.5 = 0.50$
			$3 \times 0.75 = 2.25$
			$1 \times 1 = 1$
			$2 \times 1.5 = 3$
			$1 \times 2.5 = 2.50$
			$2 \times 2.25 = 4.50$
			$2 \times 3 = 6$
			$2 \times 3.75 = 7.50$
			$1 \times 4.5 = 4.50$
			$1 \times 5.25 = 5.25$
			$1 \times 6 = 6$
			$1 \times 3 = 3$
			$1 \times 8 = 8$
			$2 \times 5 = 10$
			$2 \times 10 = 20$
			$1 \times 9 = 9$
			$1 \times 10.5 = 10.50$
			$2 \times 12.25 = 24.50$
			$1 \times 15.75 = 15.75$
			$1 \times 19.25 = 19.25$
			$1 \times 14 = 14$
			$1 \times 16 = 16$
			$1 \times 20 = 20$
			$1 \times 28 = 28$
			$1 \times 24.75 = 24.75$
			$1 \times 31.5 = 31.50$
		$1 \times 30 = 30$	
		$1 \times 35 = 35$	
		$2 \times 35.75 = 71.50$	
		<hr/>	
		40 + 434.00	
		<hr/>	
	+ I + 358.25	+ II - 1.75	
	+ III 0	+ IV + 434	
	<hr/>	<hr/>	
	+ 358.25	+ 432.25	
	<hr/>	<hr/>	
	$\Sigma xy = + 790.50$		

T a b e l a IV. Tablica pomocnicza do obliczania współczynnika korelacji
Table auxiliaire pour le calcul du coefficient de corrélation.

Po znalezieniu wartości liczebnej wyrażenia Σxy obliczamy wartości innych wyrażeń wchodzących w skład wzoru na współczynnik korelacji. Wyrażenie b_x obliczyliśmy przy poszukiwaniu wartości średniej arytmetycznej, w naszym przykładzie wynosi ono: $b_x = + 0.21$. W podobny sposób znajdujemy b_y dla drugiej cechy: $b_y = - 0.24$. Wyrażenie σ_x oznacza dyspersję ($\sigma_x = 2.99$); w ten sam sposób znajdujemy wartość dyspersji σ_y dla drugiej cechy ($\sigma_y = 2.57$). Po znalezieniu wartości liczebnej wszystkich wyrażeń wchodzących w skład wzoru na współczynnik korelacji, z kolei obliczamy jego wartość:

$$R = \frac{\Sigma xy - nb_x b_y}{n\sigma_x \sigma_y} = \frac{790.5 - 107 \times 0.21 \times (-0.24)}{107 \times 2.99 \times 2.57} = + 0.968.$$

Średni błąd współczynnika korelacji oblicza się z wzoru:

$$m_R = \frac{1 - R^2}{\sqrt{n}}. \text{ W cytowanym przykładzie } m_R = \pm 0.006$$

i $R \pm m_R = 0.968 \pm 0.006$.

Wartość współczynnika korelacji może się wahać w granicach od $+1$ do -1 . Gdy $R = +1$, obie cechy wykazują całkowitą współzależność dodatnią (przy wzroście wartości jednej cechy wzrasta wartość drugiej i odwrotnie), $R = -1$ oznacza całkowitą korelację ujemną (wzrostowi wartości jednej cechy odpowiada ubytek wartości drugiej i odwrotnie), wreszcie $R = 0$ oznacza, że obie cechy są niewspółzależne. Zazwyczaj korelacja zawarta w granicach od $+0.5$ do -0.5 uważana jest za niedostateczną.

Oprócz tych zasadniczych stałych biometrycznych używa się niekiedy jeszcze innych wskaźników określających odchylenie empirycznej krzywej zmienności od krzywej normalnej. Spośród nich należy wymienić skośność S i nadmiar E . Wartości tych wskaźników oblicza się z wzorów:

$$S = \frac{\Sigma x^3}{n\sigma^3} \text{ i } E = \frac{\Sigma x^4}{n\sigma^4} - 3. \text{ Skośność jest miarą asymetryczności}$$

empirycznej krzywej zmienności. Skośność dodatnia świadczy o silniejszym spadku w lewo, a ujemna o silniejszym spadku w prawo empirycznej krzywej zmienności. Zresztą, jak wynika z moich badań, skośność w warunkach stosowanych przeze mnie nie stanowi zbyt czułego wskaźnika asymetrii krzywej zmienności i jej wartość waha się znacznie

zależnie od ilości mierzonych okazów. W przykładzie cytowanym (patrz tabela I, rubryka 6) $S = \frac{1633.75}{107 \times 2.99^3} =$

$$\frac{1633.75}{107 \times 26.731} = \frac{1633.75}{2860.206} = 0.57.$$

Wartości i znakowi nadmiaru przypisywane jest w analizie statystycznej duże znaczenie, gdyż ten wskaźnik ma świadczyć o wielkości i rodzaju odchylen empirycznej krzywej zmienności od krzywej normalnej. Gdy zagęszczenia zmiennych są zbliżone do średniej arytmetycznej wówczas nadmiar ma znak dodatni; im większą jest ilość tych zmiennych tym większą jest wartość nadmiaru i tym ostrzejszą i wyższą jest krzywa zmienności. Odwrotnie nadmiar ujemny wskazuje, że zagęszczenia zmiennych są mniej lub więcej oddalone od średniej, tym więcej im wartość nadmiaru jest mniejsza; przy ujemnym nadmiarze krzywa tępieje w pobliżu wierzchołka lub wręcz otrzymujemy krzywą dwuwierzchołkową. Zwłaszcza wartości nadmiaru $E < -2$ wskazują na istnienie dwóch, prawie zupełnie rozdzielonych krzywych, a co za tym idzie na niejednorodność genetyczną badanej grupy osobników. Dla osobników z rodzaju *Offaster* (patrz tabela I, rubryka 7) nadmiar $E =$

$$\frac{23119.125}{107 \times 2.99^4} - 3 = \frac{23119.125}{107 \times 79.925} - 3 = \frac{23119.125}{8552.017} - 3 =$$

$= -0.30$. Ten i inne przykłady wskazują, że ujemny znak nadmiaru, w wypadkach niezbyt wielkiej ilości mierzonych osobników zależy od przypadkowości w zbieraniu materiału, skutkiem czego należy być bardzo ostrożnym w wyprowadzaniu wniosków na podstawie ujemnego znaku nadmiaru. Odwrotnie, mieszanina dwóch grup osobników genetycznie odmiennych, jak to wskazują na przykładzie *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp., może posiadać nadmiar dodatni. Te przykłady świadczą, że znak (i wartość) nadmiaru nie są dostatecznie czułym wskaźnikiem niejednorodności genetycznej badanej grupy osobników, w wypadkach niezbyt wielkiej liczebności tej grupy. Ponieważ rozstrzygnięcie kwestii jednorodności względnie różnorodności genetycznej posiada w paleontologii doniosłe znacze-

nie więc podaję jeszcze inną metodę analizy statystycznej grup genetycznie niejednorodnych, którą zawdzięczam doc. W. I w a n o w s k i e j. Metoda ta jest bardzo pożyteczna w wypadkach, gdy niejednorodność zaznacza się w korelacji. Polega ona na analizie krzywej odchyień od prostej otrzymanej metodą najmniejszych kwadratów. Prostą tę wykreślamy na podstawie jej równania: $Y = aX + b$, przy czym dla uproszczenia rachunków przyjmujemy, że $Y = y - M_y^0$ i $X = x - M_x^0$. Spółczynniki a i b znajdujemy z równań: $\Sigma X^2 a + \Sigma X b = \Sigma XY$ i $\Sigma X a + n b = \Sigma Y$. W cytowanym przykładzie $\Sigma X^2 = + 961.5$, $\Sigma X = + 22$, $\Sigma XY = + 790.5$ i $\Sigma Y = - 26$. Po rozwiązaniu równań: $961.5 a + 22 b = 790.5$ i $22 a + 107 b = - 26$ otrzymujemy, że $a = + 0.81$ i $b = - 0.41$ skąd $Y = 0.81 X - 0.41$. Teraz wprowadzamy zamiast $X = x - M_x^0$ i zamiast $Y = y - M_y^0$: $y - 17.5 = 0.81 (x - 18.5) - 0.41$. Poszukiwane równanie prostej dla badanych osobników z rodzaju *Offaster* przyjmie postać $y = 0.81 x + 2.105$. Muszę dodać, że prosta otrzymana metodą najmniejszych kwadratów będzie, praktycznie biorąc, identyczna z dwusieczną linii regresji, której przebieg możemy wyznaczyć drogą wykreślną, jak to robią K l ä h n [5] i K r a c h [6].

Prostą, odpowiadającą powyższemu równaniu wykreślamy na tablicy korelacyjnej (na papierze milimetrowym) i odczytujemy odchylenia poszczególnych wartości badanych osobników od tej prostej. Każde odchylenie $\Delta y = y_{\text{obserwowane}} - (0.81 x_{\text{obserwowane}} - 2.105)$. Dla skrócenia krzywej możemy zamienić wszystkie odczytane wartości odchyień na odchylenia prostopadłe do prostej. Posługujemy

się w tym celu wzorem: $\Delta y_{pr} = \frac{\Delta y}{\sqrt{1 - a^2}}$. Wartości odchyień

grupujemy w klasy i wykreślamy zwykłą krzywą zmienności. Krzywa ta w wypadku materiału genetycznie niejednorodnego może wykazywać więcej aniżeli jeden wierzchołek, o ile niejednorodność ujawnia się w korelacji. W mych badaniach analiza tej krzywej oddała mi cenne usługi, jednak jej wartość jako wskaźnika genetycznego należałoby jeszcze przekontrolować na większej ilości pomiarów.

Obecnie przechodzę do części specjalnej mych rozważań.

Psammechinus miliaris Klein sp.

Tabela V—XI, fig. 1 (tekst); tablica I, fig. 1, 2.

1910. *Psammechinus miliaris* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., III, str. 239.

1928. *Psammechinus miliaris* Mortensen & Lieberkind — Echinoderma, str. 23 (klucz).

$n=100$ (150)

cecha caractère	M ^o	stałe biometryczne — constantes biométriques								
		M ± m _M	σ ± m _σ	k ± m _k	S	E	R ± m _R			
średnica diamètre dla n = 100	18.5 mm	18.48 ± 0.37 mm	3.74 ± 0.26 mm	20.24 ± 1.43%	0.66	0.98	Średnica diamètre dla n = 100	Średnica diamètre dla n = 150	Ilość bro- dawek A nombre des tubercules A	Ilość brodar- wek I A nombre des tubercules I A
średnica diamètre dla n = 150	18.5 mm	18.38 ± 0.30 mm	3.65 ± 0.21 mm	19.86 ± 1.15%	0.44	0.64				
wysokość hauteur dla n = 100	10 mm	10.24 ± 0.25 mm	2.50 ± 0.18 mm	24.41 ± 1.73%	1.24	1.96	0.967 ± 0.005			
wysokość hauteur dla n = 150	10 mm	10.13 ± 0.20 mm	2.40 ± 0.14 mm	23.70 ± 1.37%	0.97	1.67		0.973 ± 0.005		
ilość broda- wek na am- bulakrach nombre des tubercules ambulacr. n = 150	16	15.79 ± 0.10	2.21 ± 0.13	14.00 ± 0.81%	-0.02	-1.08		0.954 ± 0.007	0.926 ± 0.012	0.930 ± 0.011
ilość broda- wek na inter- ambulakrach nombre des tubercules interamb. n = 150	12	12.04 ± 0.11	1.35 ± 0.08	11.21 ± 0.65%	0.49	0.03		0.882 ± 0.018	0.903 ± 0.015	

Tabela V.

Wykaz stałych biometrycznych dla *Psammechinus miliaris* Klein sp.

Liste des constantes biométriques pour le *Psammechinus miliaris*
Klein sp.

Obliczenia, dotyczące zależności wskaźników od ilości okazów przeprowadziłem tylko dla średnicy i wysokości. Wynika z nich, że różnica w wartościach średnich przy $n=150$ wynosi ok. 0.5%, w wartościach dyspersyj — ok. 2.5%

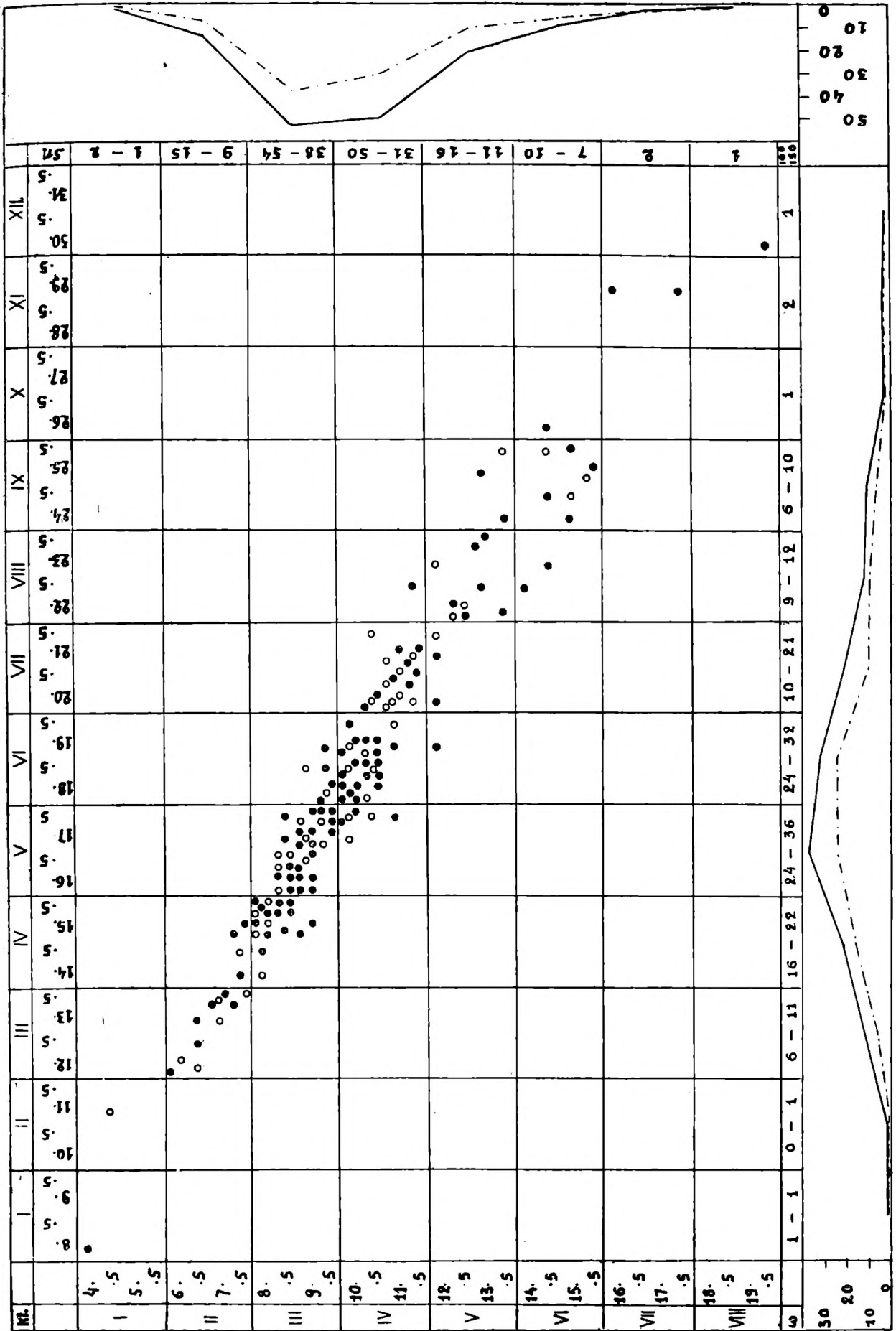


Tabela VI. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja średnicy (— · — · — n=100, — — n=150) i wysokości pancerza. — Corrélation du diamètre et de la hauteur du test.

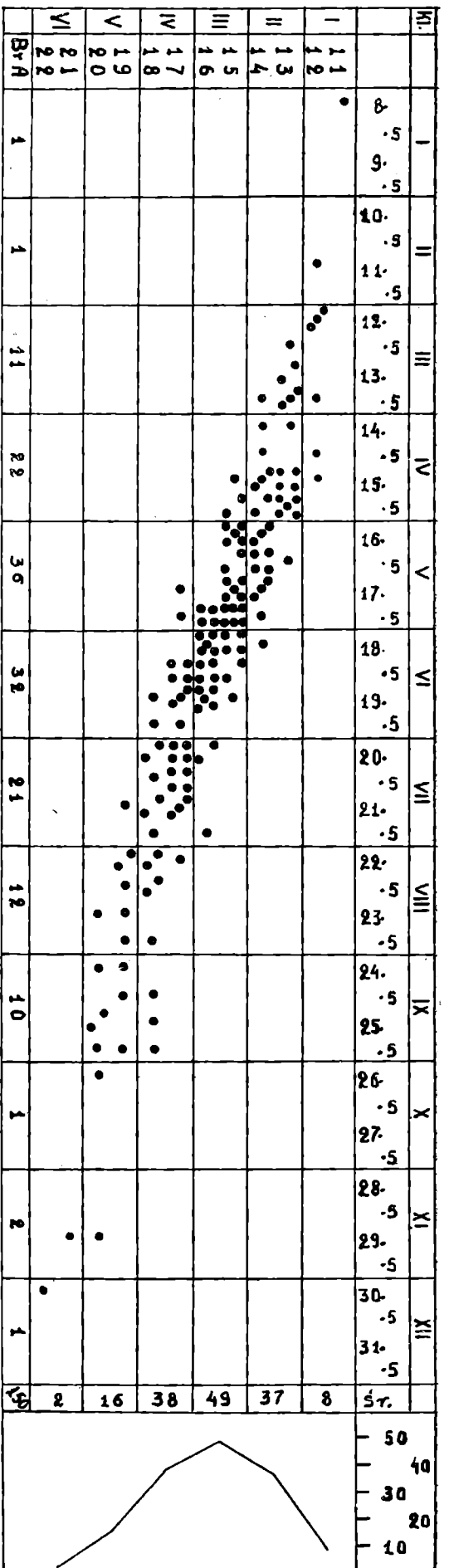


Tabela VII. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja średnicy i ilości brodawek ambulakralnych. — Corrélation du diamètre et du nombre des tubercules ambulacraires.

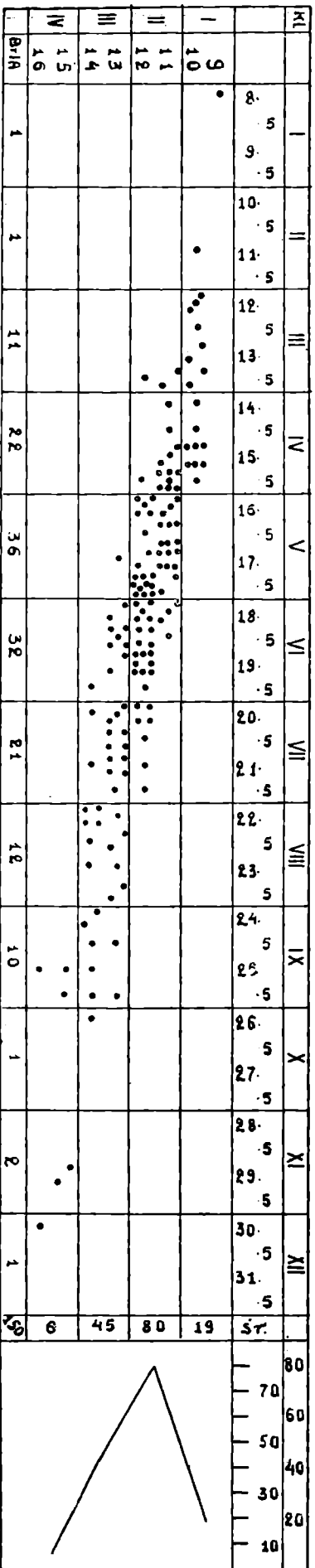


Tabela VIII. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja średnicy i ilości brodawek interambulakralnych. — Corrélation du diamètre et du nombre des tubercules interambulacraires.

Kl.		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	Σ								
		4.5	5.5	6.5	7.5	8.5	9.5	10.5	11.5	12.5	13.5	14.5	15.5	16.5	17.5	18.5	19.5	ω
I	11 12	•																8
II	13 14		•••••	•••••														37
III	15 16			•••••	•••••	•••••												49
IV	17 18				•••••	•••••	•••••	•••••										38
V	19 20						•••••	•••••	•••••									16
VI	21 22									•							•	2
	BrA	2	15	54	50	16	10	2	1									136

Tabela IX. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja wysokości i ilości brodawek ambulakralnych. — Corrélation de la hauteur et du nombre des tubercules ambulacraires.

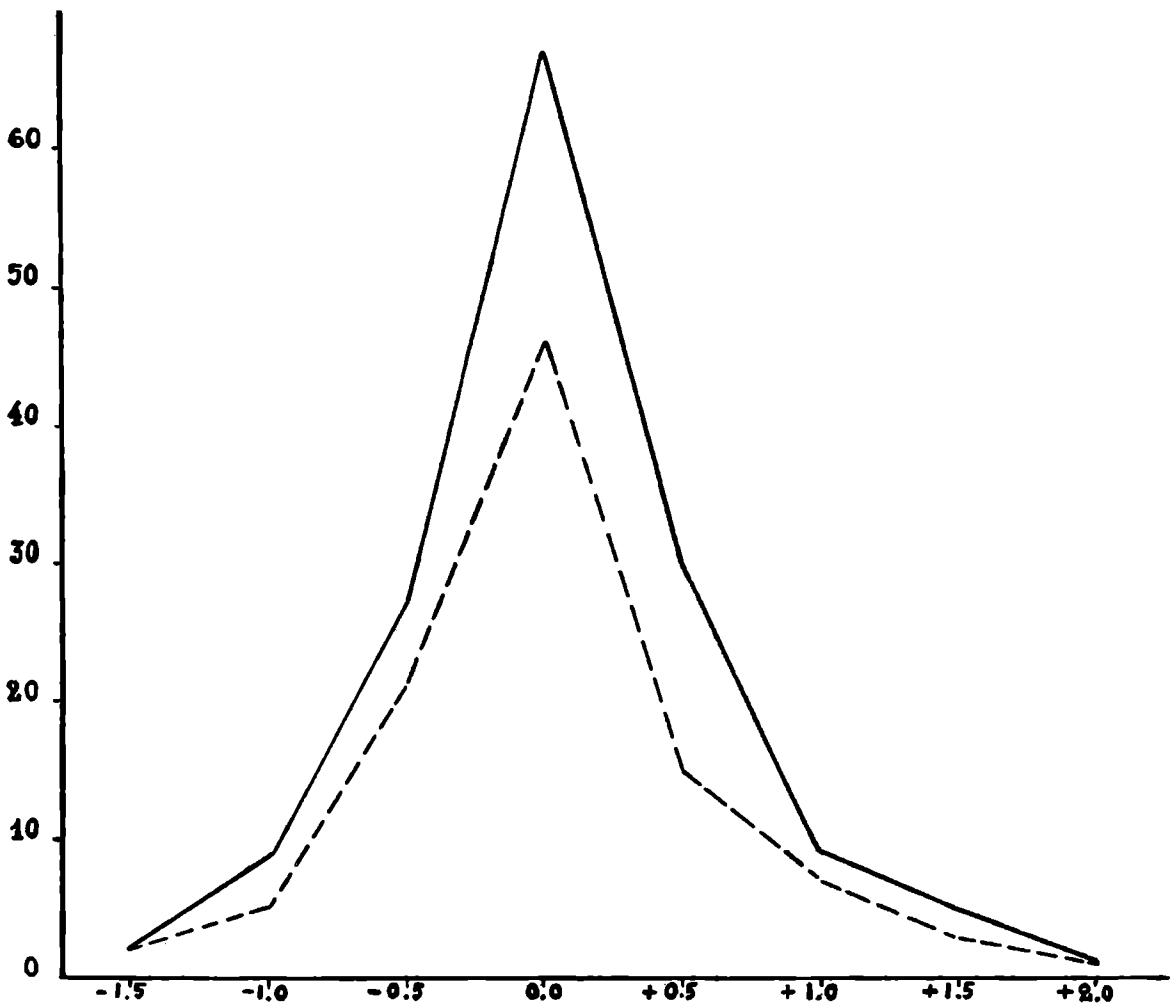


Fig. 1. — Krzywa odchyień od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów dla *Psammechinus miliaris* Klein sp. (--- n = 100, — n = 150). — Courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés pour le *Psammechinus miliaris* Klein sp. (--- n = 100, — n = 150).

Kl.		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	Σ							
		4 .5	5 .5	6 .5	7 .5	8 .5	9 .5	10 .5	11 .5	12 .5	13 .5	14 .5	15 .5	16 .5	17 .5	18 .5	19 .5
I	9 10	.															19
II	11 12																80
III	13 14																45
IV	15 16																6
	BrIA	2	15	54	50	16	10	2	1								139

Tabela X. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja wysokości i ilości brodawek interambulakralnych. — Corrélation de la hauteur et du nombre des tubercules interambulacraires.

i w wartościach współczynników zmienności — ok. 2%. Znaczniejsze różnice zachodzą w wartościach skośności i nadmiaru co potwierdza wypowiedzianą przeze mnie opinię o niezbyt wielkiej czułości tych wskaźników dla grup liczebnie niewielkich. Wszystkie cechy badane wykazują duży stopień korelacji, w szczególności średnica i wysokość. Jednowierzchołkowa krzywa odchyień od prostej, wyprowadzo-

Kl.		I	II	III	IV	V	VI	BrA
		11 12	13 14	15 16	17 18	19 20	21 22	
I	9 10	.						19
II	11 12							80
III	13 14							45
IV	15 16							6
	BrIA	8	37	49	38	16	2	139

Tabela XI. — *Psammechinus miliaris* Klein sp. — Korelacja ilości brodawek ambulakralnych i interambulakralnych. — Corrélation des nombres des tubercules ambulacraires et interambulacraires.

nej metodą najmniejszych kwadratów wskazuje na materiał genetycznie jednorodny. Brak zasadniczych różnic w przebiegu krzywych dla $n=100$ i $n=150$, jak również w równaniach odpowiednich prostych (przy $n = 100$, $y = 0.64x - 1.569$, przy $n = 150$, $y = 0.637x - 1.574$). Równik okrągły, rzadziej lekko pięciokątny.

Echinocardium cordatum Pennant sp.

Tabela XII—XV, fig 2 (tekst); tablica I, fig 3.

1924. *Echinocardium cordatum* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech. VI—VII, str. 468.
 1928. *Echinocardium cordatum* Mortensen & Lieberkind — Echinoderma, str. 23 (klucz).

$n=62$

cecha caractère	M ^o	stałe biometryczne — constantes biométriques						
		M ± m _M	σ ± m _σ	k ± m _k	S	E	R ± m _R	
długość longueur	25 mm	25.09 ± 0.49 mm	3.83 ± 0.34 mm	15.27 ± 1.37% %	0.33	-0.48	długość longueur	szerokość largeur
szerokość largeur	24 mm	24.15 ± 0.49 mm	3.83 ± 0.34 mm	15.86 ± 1.42% %	0.36	-0.49	0.989 ± 0.003	
wysokość hauteur	17 mm	16.85 ± 0.35 mm	2.75 ± 0.25 mm	16.32 ± 1.47% %	0.24	-0.57	0.969 ± 0.008	0.963 ± 0.009

Tabela XII.

Wykaz stałych biometrycznych dla *Echinocardium cordatum* Pennant sp.

Liste des constantes biométriques pour le *Echinocardium cordatum* Pennant sp.

Wszystkie cechy badane wykazują znaczny stopień współzależności, największy w wypadku długości i szerokości, najmniejszy dla szerokości i wysokości. Ujemne wartości nadmiarów są prawdopodobnie wywołane niedostateczną ilością okazów. Krzywa odchylen od prostej, wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów ($y = 0.983x - 0.509$) wskazuje na jednorodność genetyczną materiału.

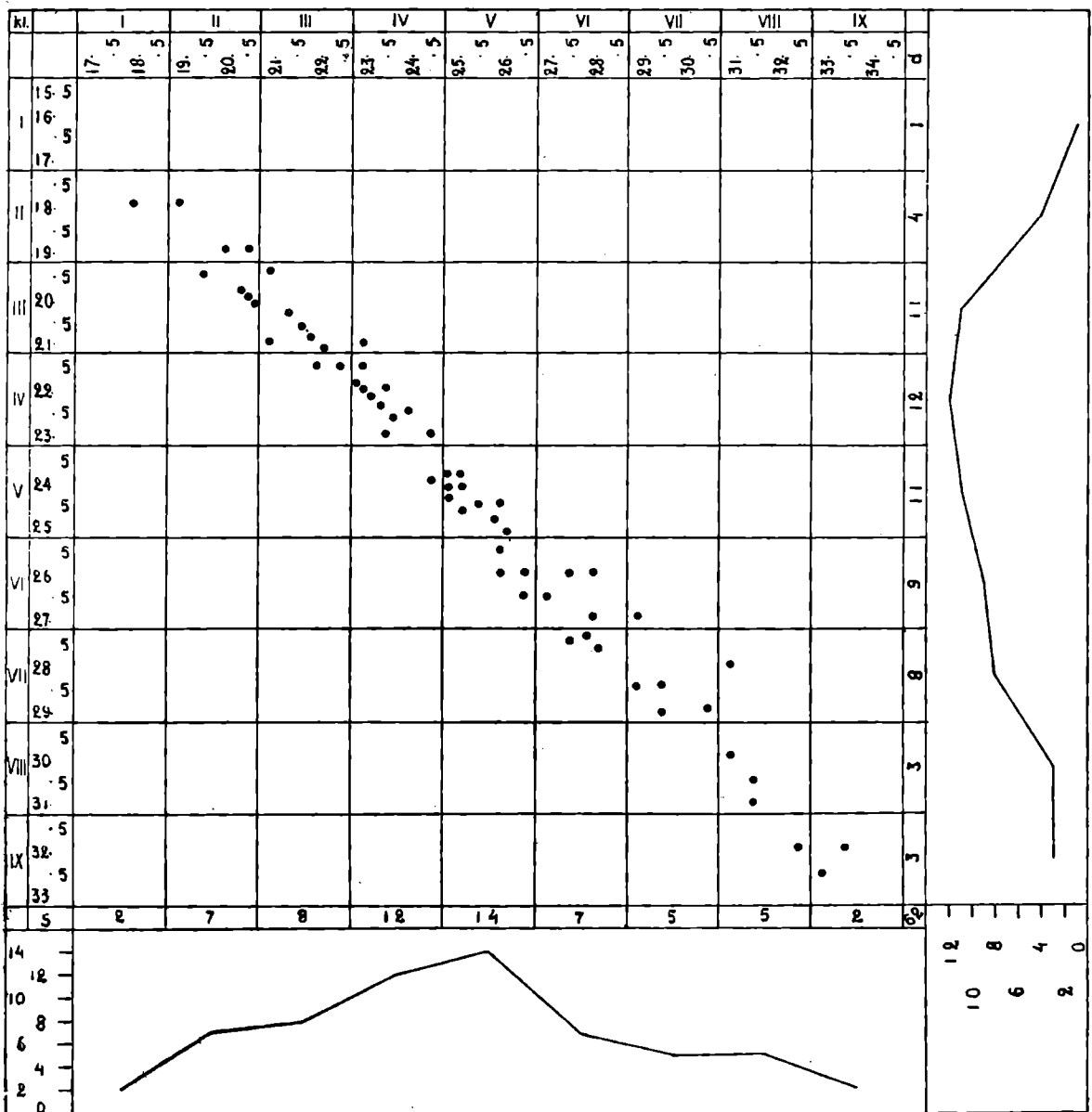


Tabela XIII. — *Echinocardium cordatum* Pennant sp. — Korelacja długości i szerokości pancerza. — Corrélation de la longueur et de la largeur du test.

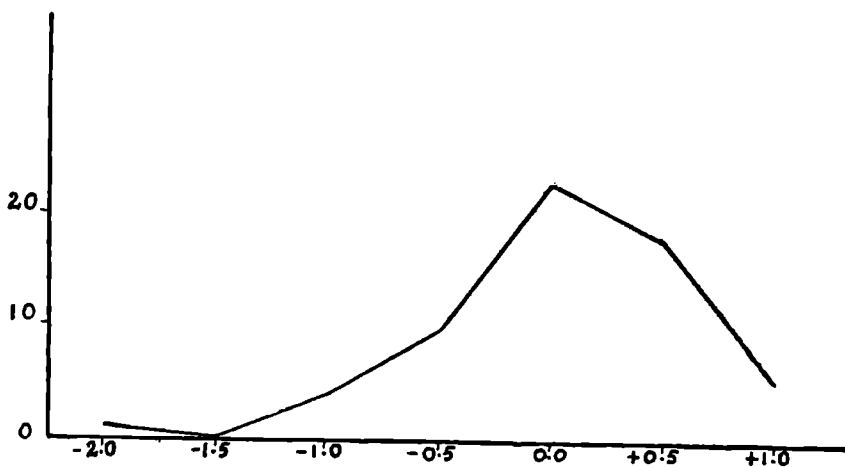


Fig. 2. — Krzywa odchyień od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów dla *Echinocardium cordatum* Pennant sp. — Courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés pour le *Echinocardium cordatum* Pennant sp.

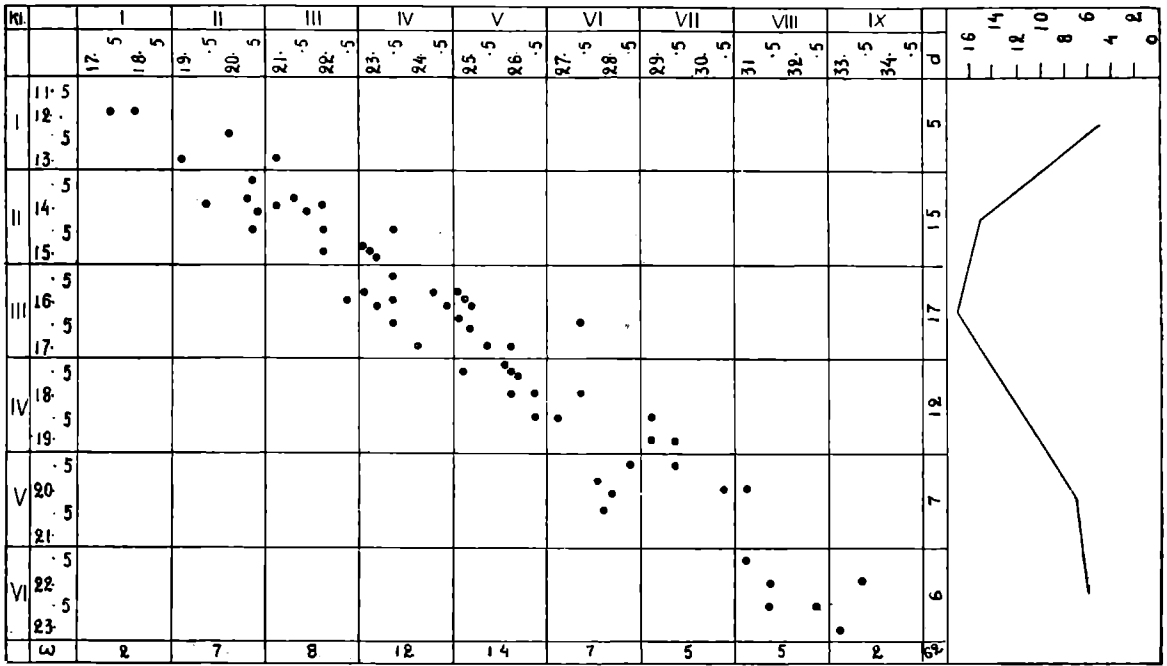


Tabela XIV. — *Echinocardium cordatum* Pennant sp. — Korelacja długości i wysokości pancerza. — Corrélation de la longueur et de la hauteur du test.

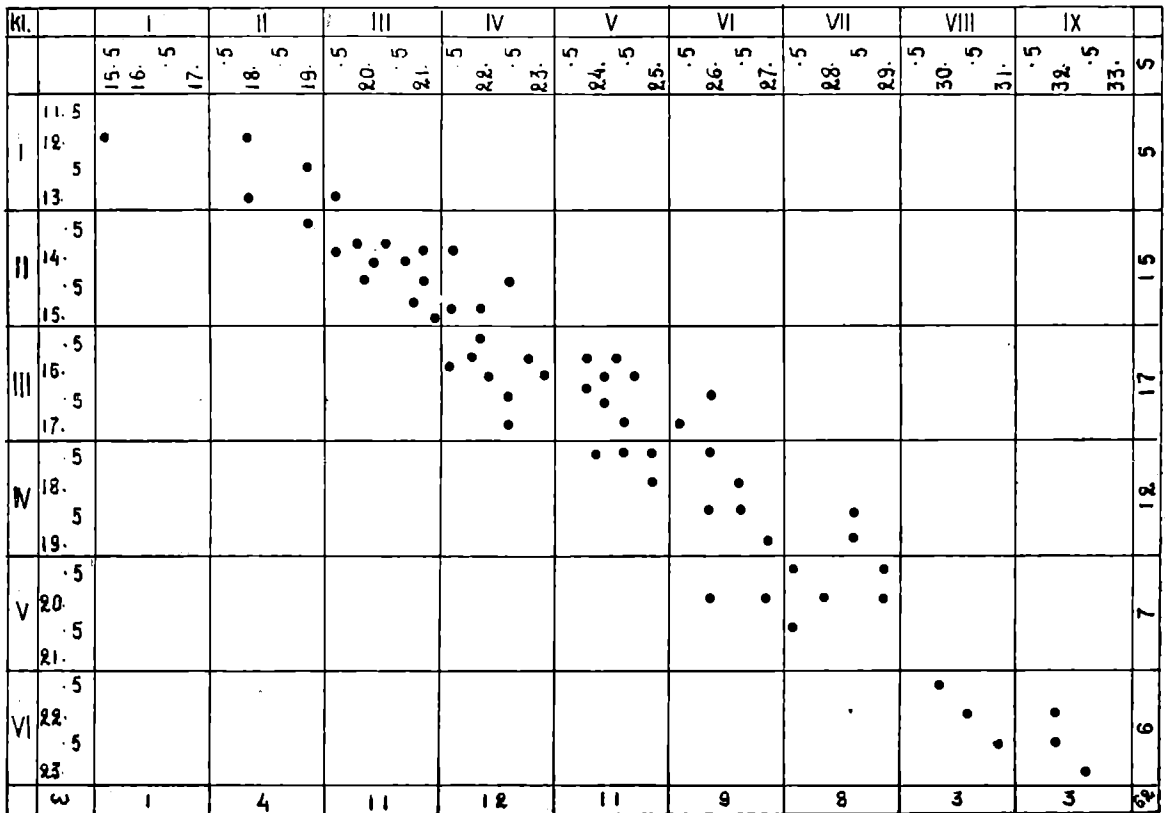


Tabela XV. — *Echinocardium cordatum* Pennant sp. — Korelacja szerokości i wysokości pancerza. — Corrélation de la largeur et de la hauteur du test.

Cecha caractère	dlugość longueur	szerokość largeur	wysokość hauteur	wzniesienie peryproktu nad podstawą hauteur du périprocte	odległość perystomu od brzegu przedniego distance entre le péristome et le bord antérieur	
M ^o (n=232)	30 mm	28 mm	19.5 mm	15 mm	9 mm	
Stale biometryczne — constantes biométriques	M ± m _M	30.07 ± 0.25 mm	28.05 ± 0.27 mm	19.60 ± 0.17 mm	15.12 ± 0.12 mm	9.14 ± 0.08 mm
	σ ± m _σ	3.77 ± 0.18 mm	4.06 ± 0.19 mm	2.59 ± 0.12 mm	1.87 ± 0.09 mm	1.24 ± 0.06 mm
	k ± m _k	12.54 ± 0.58%	14.47 ± 0.67%	13.21 ± 0.61%	12.37 ± 0.57%	13.57 ± 0.63%
	S	0.39	0.26	0.30	0.25	0.83
	E	0.40	0.37	0.17	0.26	1.05
	R ± m _R	dlugość longueur	0.966 ± 0.004	0.951 ± 0.008		0.931 ± 0.009
		wysokość hauteur	0.891 ± 0.014		0.935 ± 0.008	
stosunek szerokości do długości largeur par rapport à la longueur						
	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzyst. nombre des pores dans les branches antérieures des zones porifères antérieures paires					

Tabela XVI. Wykaz stałych biometrycznych dla mieszaniny *Amphidetus penstantes* biométriques pour le mélange des *Amphidetus pen-*

podłużna średnica obszaru opisanego fascjola wewnętrzną <i>diamètre antéro-postérieur de la région entourée par le fasciole interne</i>	stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>	stosunek długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastronalnych <i>longueur de labrum par rapport à la long. des plaques péristerialles voisines</i>	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches antérieures des zones porifères antérieures paires</i>	ilość por w tylnych wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches postérieures des zones porifères antérieures paires</i>
13 mm	93%	105%	6	12
12.83 ± 0.16 mm	93.10 ± 0.26%	101.47 ± 2.43%	6.19 ± 0.08	12.11 ± 0.13
2.48 ± 0.12 mm	3.96 ± 0.18%	36.99 ± 1.72%	1.18 0.05±	2.01 ± 0.09
19.33 ± 0.90%	4.25 ± 0.20%	36.45 ± 1.69%	19.06 ± 0.88%	16.60 ± 0.77%
0.42	-0.01	-0.12	0.75	0.29
0.39	-0.82	-1.50	0.24	-1.22
0.775 ± 0.026				
		- 0.747 ± 0.029		
				0.358 ± 0.047

natifidus Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp. — Liste des con-
natifidus Norman sp. et *A. flavescens* O. Fr. Müller sp.

Rodzaj **Amphidetus Agassiz**
Tabela XVI, XIX—XXVI, fig. 3 (tekst).

1924. *Amphidetus* L a m b e r t & T h i é r y — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 469.
1928. *Echinocardium (pars)* M o r t e n s e n & L i e b e r k i n d — Echinoderma, str. 23 (klucz).

Za przykładem L a m b e r t'a odróżniam rodzaj *Amphidetus* od rodzaju *Echinocardium* z powodu odmiennej budowy nieparzystego ambulakrum i znacznie płytszej brzoźdy przedniej.

Dwa gatunki, żyjące w Skagerraku: *Amphidetus penatitidus* N o r m a n sp. i *A. flavescens* O. Fr. M ü l l e r sp. są blisko spokrewnione i znane są nawet ich mieszańce. Mimo to oba gatunki są zupełnie wyraźnie oddzielone od siebie i o ile pod względem pewnych cech niektóre osobniki zdają się tworzyć przejście między obu gatunkami, o tyle pod względem innych ostro się odcinają.

Najważniejszymi cechami odróżniającymi są: stosunek szerokości do długości, stosunek długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastronalnych, ilość silniej wykształconych par por w tylnych odnogach przednich ambulakrów parzystych, charakter powierzchni obszaru opisanego fascjola wewnętrzną i w mniejszym stopniu wymiary podłużnej średnicy tego obszaru. Ponadto oba gatunki różnią się wybitnie wykształceniem kolców i brodawek na brzożgach brzoźdy przedniej, zabarwieniem pancerza i przyustnych nóżek ambulakralnych.

Przebieg krzywych zmienności dla różnych cech mieszaniny obu gatunków jest odmienny. Cechy o zbliżonych wartościach średnich arytmetycznych dają w sumie krzywą jednowierzchołkową, zatem na podstawie tych cech nie można stwierdzić różnorodności genetycznej materiału. Natomiast cechy, których średnie różnią się znacznie między sobą, dają dla sumy obu gatunków krzywe z mniej lub więcej silnie zaznaczonymi dwoma wierzchołkami. Również wartości nadmiarów jedynie w drugim wypadku t. zn. przy znacznych różnicach wartości średnich arytmetycznych u obu gatunków mają dla mieszaniny znak ujemny. Przeciwnie odchylenia od prostej, wyprowadzonej metodą naj-

mniejszych kwadratów ($\bar{y}=1.09x-4.73$) dają dla sumy obu gatunków krzywą dwuwierzchołkową, nawet w tych wypadkach, gdy inne wskaźniki pomocnicze zawodzą.

***Amphidetus pennatifidus* Norman sp.**

Tabela XVII, XIX—XXVI, fig. 3 (tekst); tablica I, fig. 4—6.

1924. *Amphidetus pennatifidus* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 471.
1928. *Echinocardium pennatifidum* Mortensen & Lieberkind — Echinoderma, str. 23 (klucz).

Szerokość pancerza równa lub prawie równa długości, labrum zawsze krótsze od sąsiednich płytek przyplastralnych, obszar opisany fascjolą wewnętrzną zagina się w przedniej części ku dołowi, kolce i brodawki położone na brzegach brzozy przedniej są nieco lepiej wykształcone od innych, pancerz ma zabarwienie żółtawe, nóżki ambulakralne przyustne — ciemno-brązowe.

Spośród wszystkich cech mierzonych najbardziej specyficzne dla gatunku są te, które odznaczają się największym stopniem wzajemnej korelacji (długość i szerokość) i te, które praktycznie są niewspółzależne (stosunek szerokości do długości i stosunek długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastralnych, ilość por na przednich ambulakrach parzystych we wstęgach przednich i tylnych). Wartości nadmiarów wahają się znacznie; w jednym wypadku obserwujemy nadmiar ujemny. Jednowierzchołkowa krzywa odchylen od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów ($\bar{y}=0.996x-0.827$) świadczy o jednorodności genetycznej materiału.

***Amphidetus flavescens* O. Fr. Müller sp.**

Tabela XVIII—XXVI, fig. 3 (tekst); tablica I, fig. 7—9; tablica II, fig. 1.

1924. *Amphidetus flavescens* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 471.
1928. *Echinocardium flavescens* Mortensen & Lieberkind — Echinoderma, str. 23 (klucz).

Szerokość pancerza znacznie mniejsza od długości, labrum zazwyczaj dłuższe od sąsiednich płytek przyplastralnych (nieliczne osobniki posiadają labrum równie krótkie

Cecha caractère	długość longueur	szerokość largeur	wysokość hauteur	wzniesienie peryproktu nad podstawą hauteur du périprocte	odległość perystomu od brzożu przedniego distance entre le péristome et le bord antérieur	
M ⁰ (n=101)	31 mm	30 mm	19.5 mm	15.5 mm	9 mm	
Stale biometryczne — constantes biométriques	M ± m _M	30.79 ± 0.36 mm	29.84 ± 0.36 mm	19.73 ± 0.24 mm	15.74 ± 0.17 mm	9.22 ± 0.12 mm
	σ ± m _σ	3.64 ± 0.26 mm	3.66 ± 0.26 mm	2.40 ± 0.17 mm	1.72 ± 0.12 mm	1.23 ± 0.09 mm
	k ± m _k	11.82 ± 0.83%	12.27 ± 0.86%	12.16 ± 0.86%	10.93 ± 0.77%	13.34 ± 0.94%
	S	0.36	0.37	0.75	0.79	1.16
	E	0.14	0.24	0.33	0.32	0.54
	R ± m _R	długość longueur	0.989 ± 0.002	0.963 ± 0.007		0.917 ± 0.016
		wysokość hauteur	0.954 ± 0.009		0.946 ± 0.010	
stosunek szerokości do długości largeur par rapport à la longueur						
	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzyst. nombre des pores dans les branches antérieures des zones porifères antérieures paires					

Tabela XVII. Wykaz stałych biometrycznych dla *Amphidetus pennatifidus* Norman
man

podłużna średnica obszaru opisanego fascjola wewnętrzną <i>diamètre antéro-postérieur de la région entourée par le fasciole interne</i>	stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>	stosunek długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastronalnych <i>longueur de labrum par rapport à la long. des plaques péristeriales voisines</i>	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches antérieures des zones paires antérieures paires</i>	ilość por w tylnych wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches postérieures des zones paires antérieures paires</i>
14.5 mm	97%	65%	6	14
14.65 ± 0.22 mm	96.91 ± 0.17%	64.51 ± 0.51%	6.33 ± 0.11	14.15 ± 0.09
2.20 ± 0.15 mm	1.71 ± 0.12%	5.11 ± 0.36%	1.13 ± 0.08	0.87 ± 0.06
15.02 ± 1.06%	1.76 ± 0.12%	7.92 ± 0.56%	17.77 ± 1.25%	6.15 ± 0.43%
0.84	0.29	- 0.37	1.02	0.32
0.75	- 0.04	13.12	0.90	0.23
0.916 ± 0.016				
		0.131 ± 0.098		
				0.403 ± 0.083

sp. — Liste des constantes biométriques pour le *Amphidetus pennatifidus* Nor-sp.

Cecha caractère	dlugość longueur	szerokość largeur	wysokość hauteur	wzniesienie peryproktu nad podstawą hauteur du périprocte	odległość perystomu od brzegu przedniego distance entre le péristome et le bord antérieur	
M ^o (n=101)	29.5 mm	26.5 mm	19.5 mm	14.5 mm	9 mm	
Stałe biometryczne — constantes biométriques	M ± m _M	29.51 ± 0.33 mm	26.66 ± 0.33 mm	19.50 ± 0.24 mm	14.64 ± 0.17 mm	9.07 ± 0.11 mm
	σ ± m _σ	3.78 ± 0.23 mm	3.82 ± 0.24 mm	2.73 ± 0.17 mm	1.89 ± 0.12 mm	1.25 ± 0.08 mm
	k ± m _k	12.81 ± 0.79%	14.33 ± 0.89%	14.00 ± 0.87%	12.91 ± 0.80%	13.78 ± 0.85%
	S	0.26	0.31	0.07	0.32	0.58
	E	0.33	0.33	0.09	0.07	1.38
	R ± m _R	dlugość longueur	0.987 ± 0.002	0.953 ± 0.008		0.931 ± 0.009
	wysokość hauteur	0.946 ± 0.009		0.945 ± 0.009		
	stosunek szerokości do długości largeur par rapport à la longueur					
	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzyst. nombre des pores dans les branches antérieures des zones porifères antérieures paires					

Tabela XVIII. Wykaz stałych biometrycznych dla *Amphidetus flavescens* O. v. *vescens* O. Fr.

podłużna średnica obszaru opisanego fascją wewnętrzną <i>diamètre antéro-postérieur de la région entourée par le fasciole interne</i>	stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>	stosunek długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastronalnych <i>longueur de labrum par rapport à la long. des plaques péristerinales voisines</i>	ilość por w przednich wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches antérieures des zones portifères antérieures paires</i>	ilość por w tylnych wstęgach przednich ambulakrów parzystych <i>nombre des pores dans les branches postérieures des zones portifères antérieures paires</i>
11.5 mm	90%	125%	6	11
11.42 ± 0.14 mm	90.17 ± 0.21%	129.96 ± 2.02%	6.08 ± 0.11	10.54 ± 0.08
1.62 ± 0.10 mm	2.39 ± 0.15 mm	23.14 ± 1.43%	1.20 ± 0.07	0.95 ± 0.06
13.99 ± 0.86%	2.65 ± 0.16%	17.81 ± 1.10%	19.82 ± 1.22%	9.01 ± 0.56%
- 0.02	- 0.13	0.06	0.60	- 1.60
- 0.04	0.72	- 0.48	- 0.01	1.07
0.881 ± 0.020				
		- 0.035 ± 0.087		
				0.715 ± 0.043

Fr. Müller sp. — Liste des constantes biométriques pour le *Amphidetus flammüller sp.*

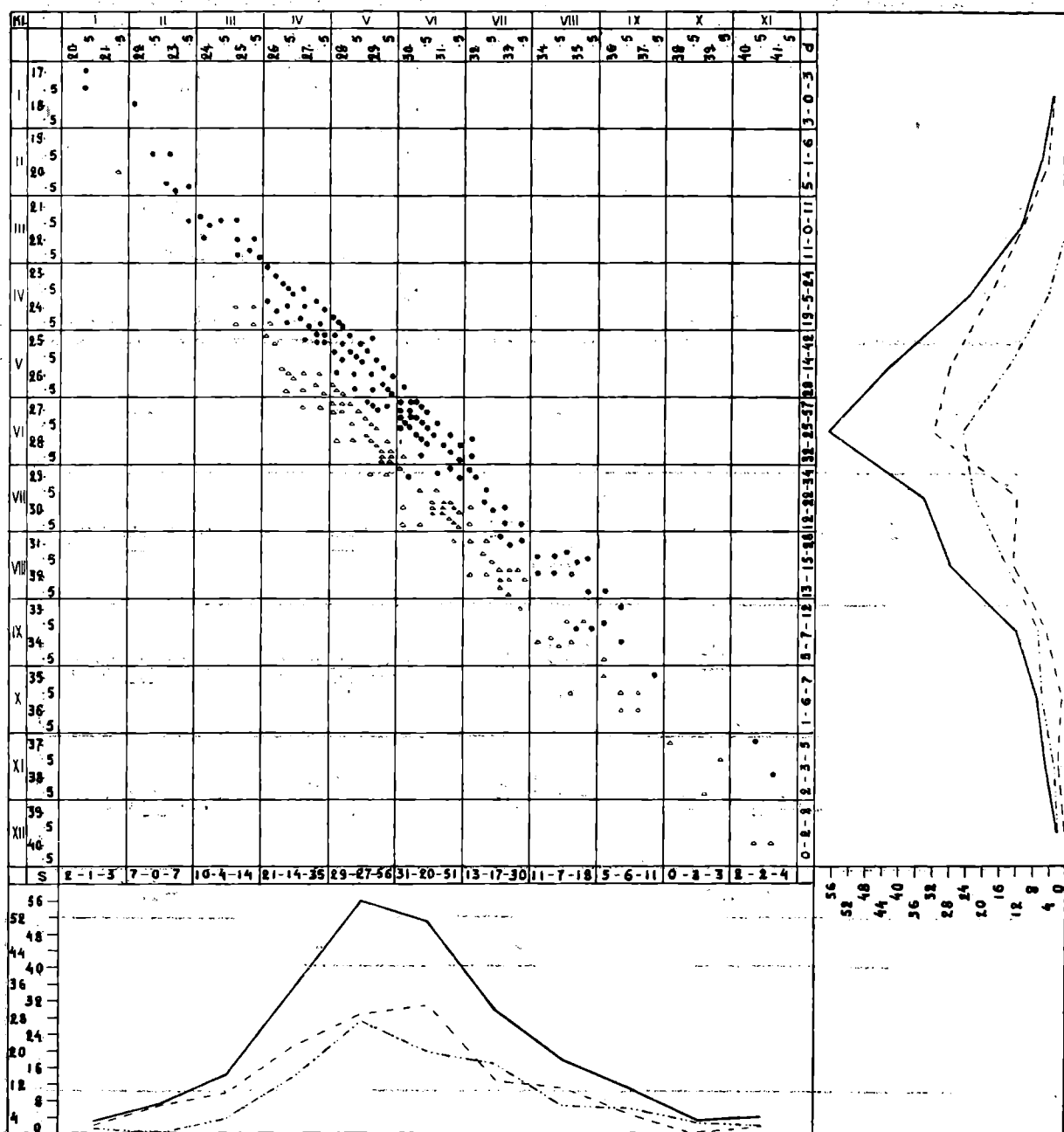


Tabela XIX. — *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp. — Korelacja długości i szerokości pancerza. — Corrélation de la longueur et de la largeur du test.

△, — — — *A. pennatifidus*.
 •, — — — *A. flavescens*.
 — — — *A. pennatifidus* + *A. flavescens*.

jak u poprzedniego gatunku), obszar opisany fascjola wewnętrzną prawie płaski, kolce i brodawki położone na brzegach brzozy przedniej znacznie silniej wykształcone od innych, pancerz zabarwiony na różowo, nóżki ambulakralne przyustne żółte.

nl.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	S
	17.5 18.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	5 0-3
I	18.5 13.5												
II	14.5 15.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	9-2-11 3-0-3
III	16.5 17.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	10-18-38
IV	18.5 19.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	10-68-20-18-38
V	20.5 21.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	34-34-68-28-67
VI	22.5 23.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	16-14-30-39-28-67
VII	24.5 25.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	16-4-13
VIII	26.5 27.5	19.5 20.5	21.5 22.5	23.5 24.5	25.5 26.5	27.5 28.5	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	1-1-2 9-4-13
ω	5-0-3	5-1-6	11-0-11	19-5-24	28-14-42	32-25-57	12-22-34	13-15-28	5-7-12	1-6-7	2-3-5	0-2-2	

Tabela XXI. — *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp. — Korelacja szerokości i wysokości pancerza. —
Corrélation de la largeur et de la hauteur du test.

△ — *A. pennatifidus*.
• — *A. flavescens*.

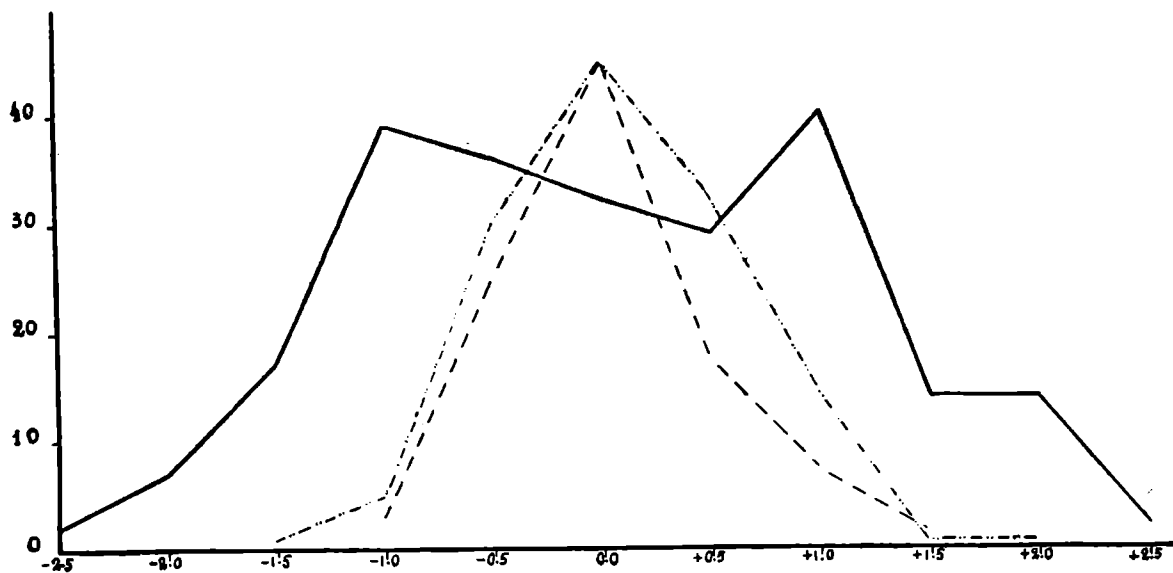


Fig. 3. — Krzywa odchyleń od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów. — Courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés.

— — *A. pennatifidus*, — .. — *A. flavescens*
———— *A. pennatifidus* + *A. flavescens*.

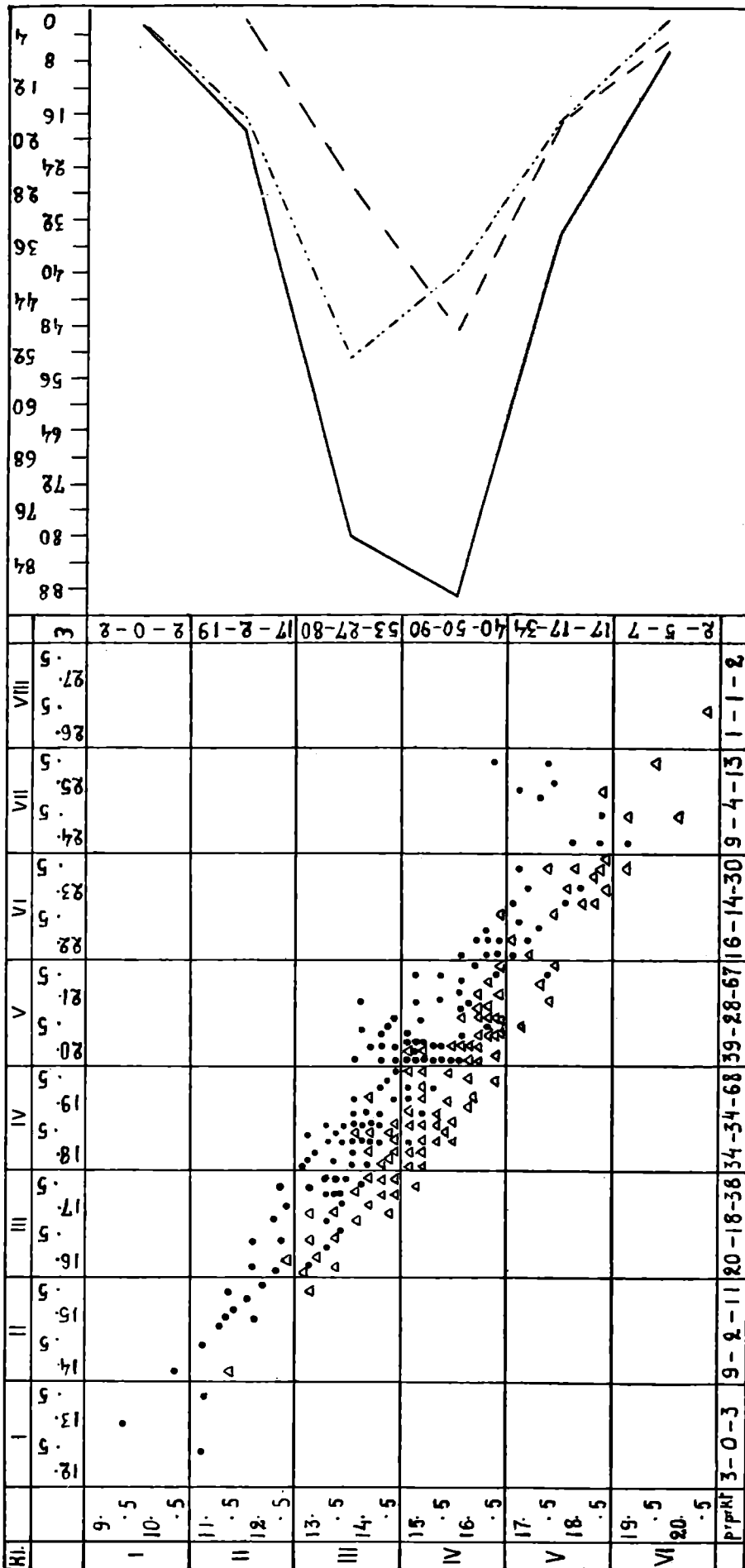


Tabela XXII. — *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp. — Korelacja wysokości pancerza i wysokości peryproktu. — Corrélation de la hauteur du test et de la hauteur du périprocte.

Δ , — — — *A. pennatifidus*.
 \bullet , - - - *A. flavescens*.
 — *A. pennatifidus* + *A. flavescens*.

RI.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	d
6	20.5 21.5	22.5 23.5	24.5 25.5	26.5 27.5	28.5 29.5	30.5 31.5	32.5 33.5	34.5 35.5	36.5 37.5	38.5 39.5	40.5 41.5	2-5-7
7												17-8-25
8												80-66-146
9												32-22-54
10												
11												
12												
13												
	2-1-3	7-0-7	10-4-14	21-14-35	29-27-56	31-20-51	13-17-30	11-7-18	5-6-11	0-3-3	2-2-4	

Tabela XXIII. — *Amphidetus pennatifidus* N o r m a n sp. i *A. flavescens* Δ — *A. pennatifidus*.
 O. F. r. M ü l l e r sp. — Korelacja długości pancerza i odległości pery-
 stomu od brzożgu przedniego. — Corrélation de la longueur du test et de la
 distance entre le péristome et le bord antérieur.

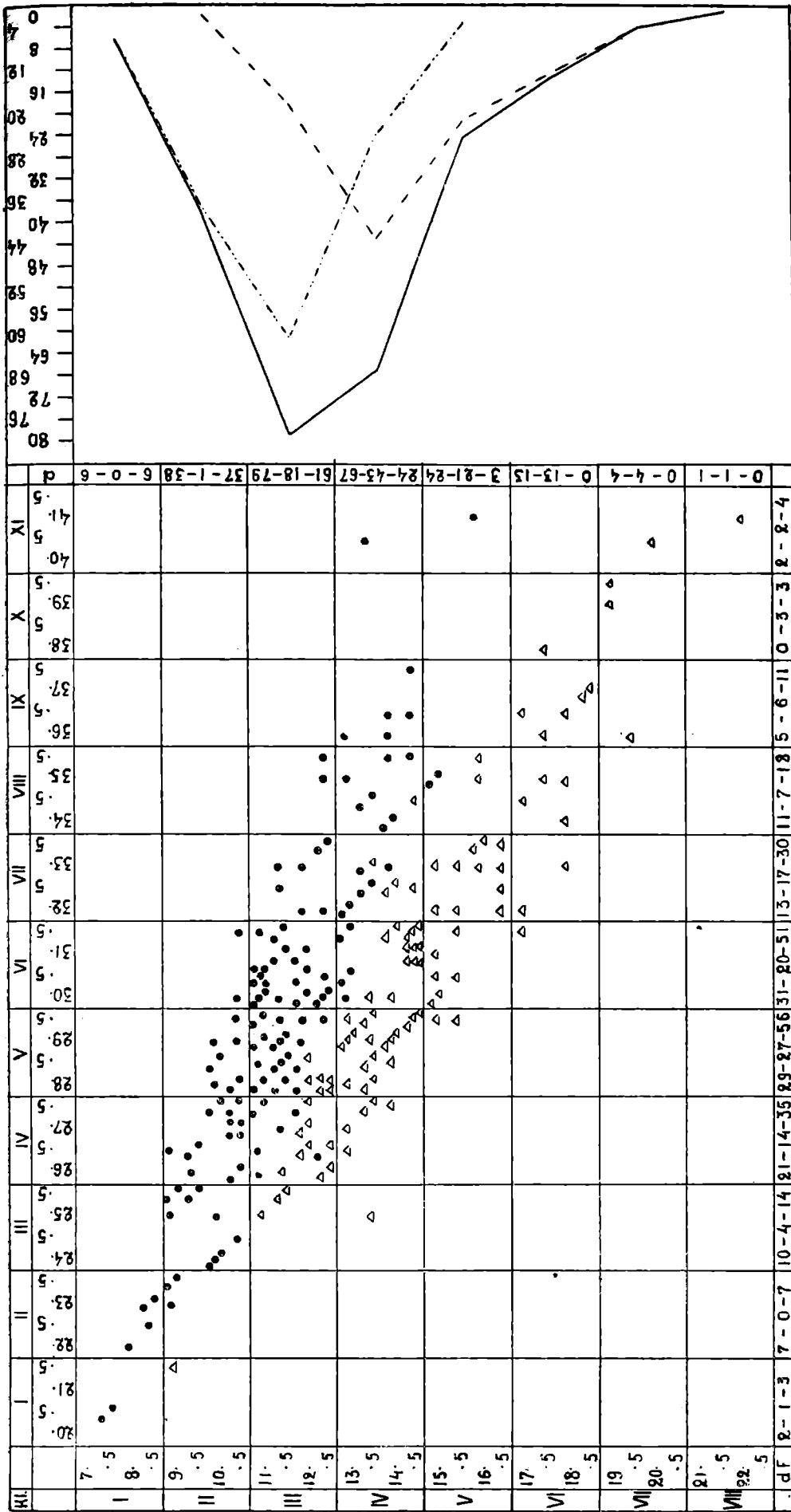


Tabela XXIV. — *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens*

O. F. Müller sp. -- Korelacja długości pancerza i podłużnej średnicy

du test et du diamètre antéro-postérieur de la région entourée par le

fasciole interne.

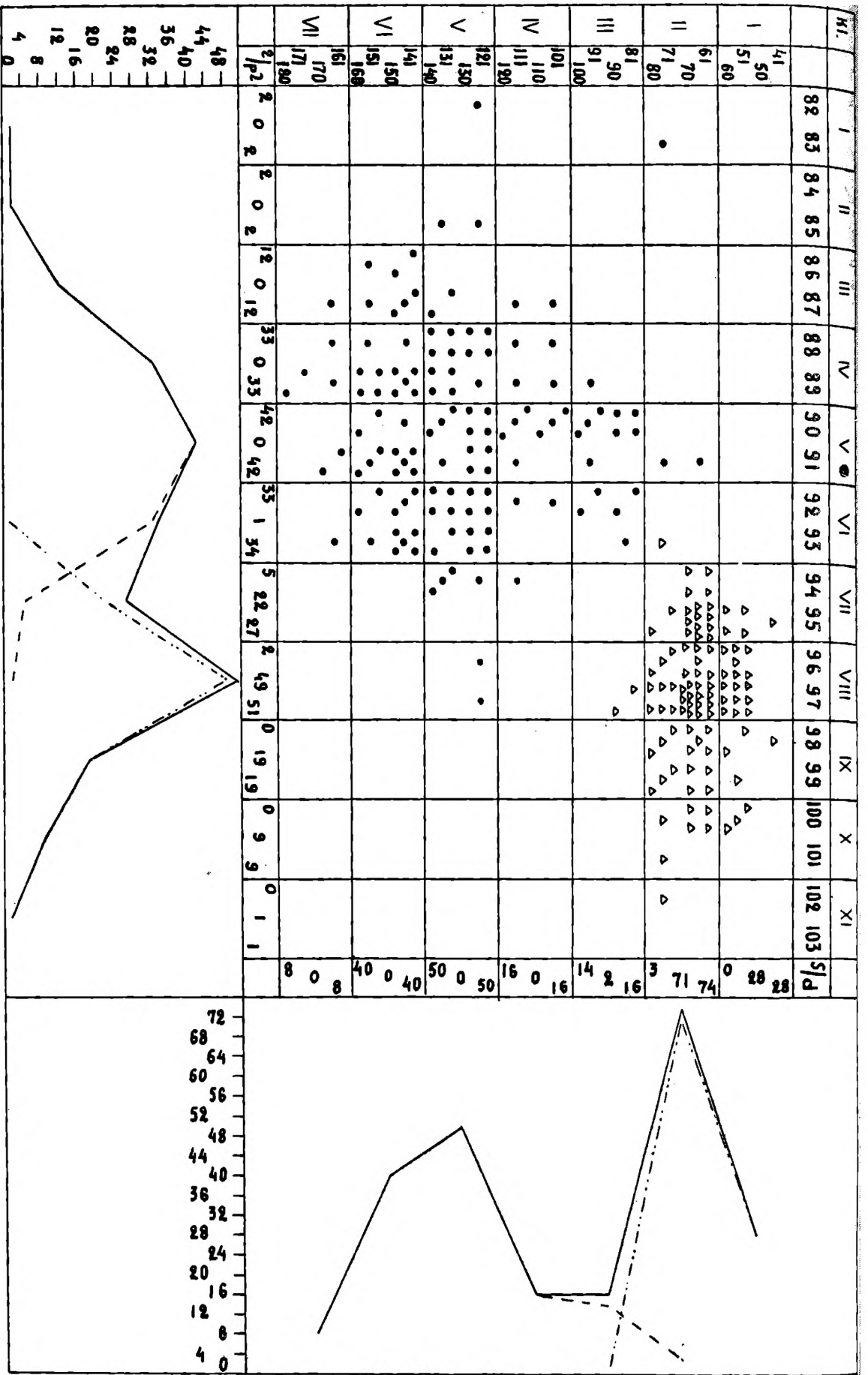


Tabela XXV. — *A. pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr.
 Müller sp. — Korelacja stosunku szerokości do długości i stosunku
 długości labrum do długości sąsiednich płytek przyplastronalnych. —
 Corrélation des rapports de la largeur à la longueur du test et de la lon-
 gueur du labrum à la longueur des plaques péristeriales voisines.

△, —...— *A. pennatifidus*.
 •, —...— *A. flavescens*.
 —...— *A. pennatifidus* + *A. flavescens*.

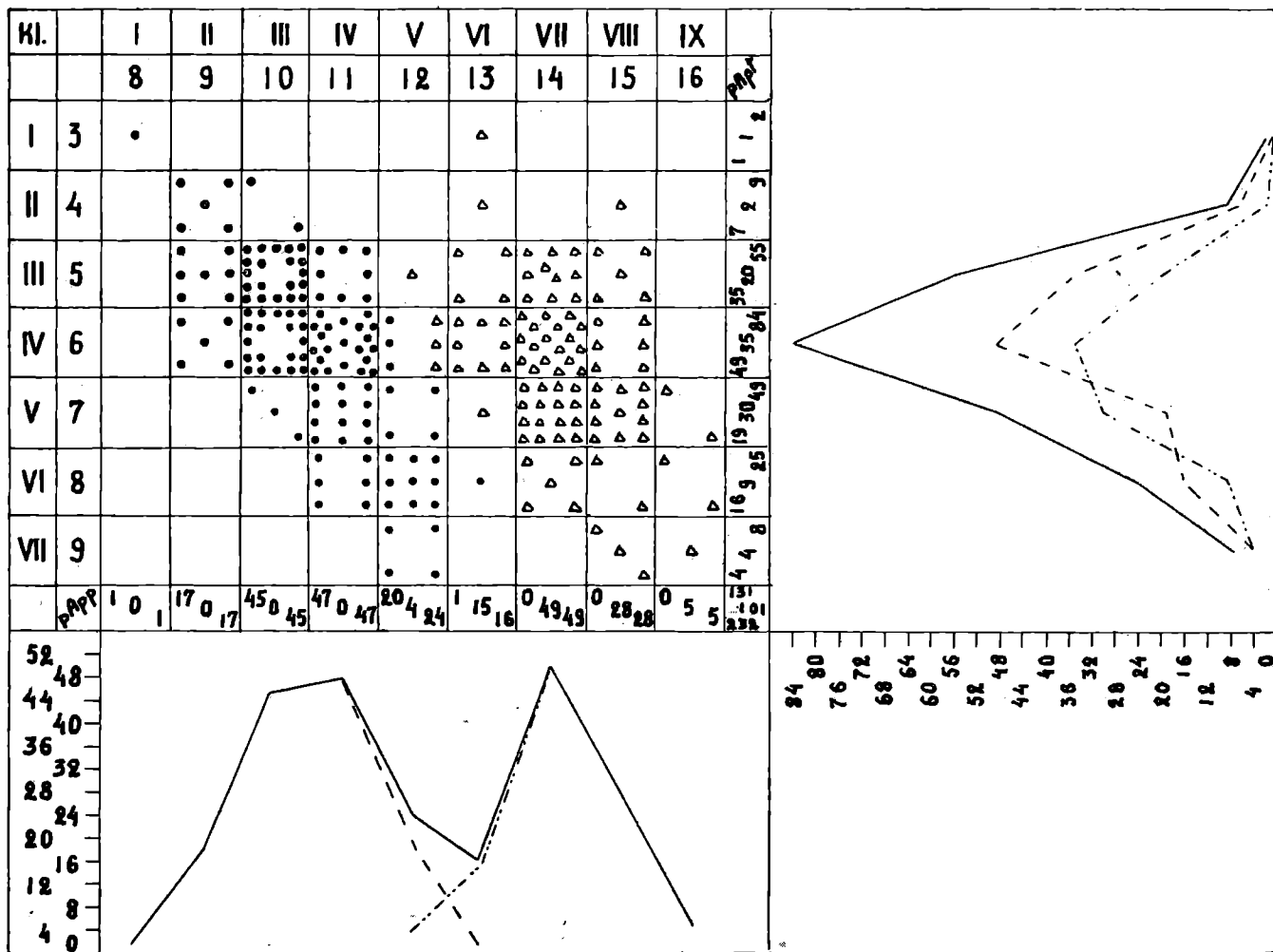


Tabela XXVI. — *Amphidetus pennatifidus* Norman sp. i *A. flavescens* O. Fr. Müller sp. — Korelacja ilości por w przednich i tylnych wstęgach przednich ambulakrów parzystych. — Corrélation des nombres des pores ambulacraires dans les branches antérieure et postérieure des zones porifères antérieures paires.

△, — — — *A. pennatifidus*.
 •, — — — *A. flavescens*.
 — — — *A. pennatifidus* + *A. flavescens*.

Najważniejsze cechy gatunkowe są te same co u *A. penatifidus* i oba gatunki różnią się w większości wypadków tylko ilościowo; ponadto należy podkreślić większą zmienność cech niż u poprzedniego gatunku. Nadmiar waha się silnie i w kilku wypadkach ma znak ujemny, krzywa odchylen od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów ($y=0.971x-1.992$) posiada jeden wierzchołek.

Brissoma lyriferum Forbes sp.

Tabela XXVII—XXXII, fig. 4 (tekst); tablica II, fig. 2—6.

1924. *Brissoma lyriferum* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 489.

1928. *Brissopsis lyrifera* Mortensen & Lieberkind — Echinoderma, str. 23 (klucz).

Niezwykłe interesujący gatunek o bardzo szerokiej amplitudzie zmienności i dużej korelacji poprzecznej („querre Korrelationsbreite“ wg. terminologii Klähn'a). Już bardzo powierzchowne zbadanie wykazało ogromne różnice w wyglądzie zewnętrznym pancerza u poszczególnych osobników. Zabarwienie pancerza, stosunek szerokości do długości, wysokość, głębokość wcięcia brzozy przedniej na równiku, długość i głębokość ambulakrów, pochylenie pola analnego zmieniają się znacznie u różnych okazów.

Krzywe zmienności dla wielu cech bądź są przypłaszczone w części szczytowej, bądź posiadają dwa wierzchołki, nadmiar dla większości cech ma znak ujemny, wreszcie krzywa odchylen od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów ($y=0.93x-0.64$) wykazuje również dwa wierzchołki (część okazów w czasie transportu uległa zniszczeniu, wskutek czego niektóre pomiary objęły tylko 94 lub 95 okazów).

Wszystko to zdaje się świadczyć, że mamy do czynienia z grupą mieszaną pod względem genetycznym. Ponieważ jednak nie mogłem przeprowadzić ostrej linii przedziału między krańcowymi osobnikami, przeciwnie najbardziej skrajne okazy są połączone formami pośrednimi, więc przypuszczam, że gatunek *Brissoma lyriferum* Forbes sp. nie stanowi mechanicznej mieszaniny różnych gatunków ele-

$n = 100$ (94, 95)

Cecha <i>caractère</i>	M ^o	stałe biometryczne — <i>constantes biométriques</i>							
		M ± m _M	σ ± m _σ	k ± m _k	S	E	R ± m _R		
długość <i>longueur</i>	44 mm	44.17 ± 0.55 mm	5.47 ± 0.39 mm	12.43 ± 0.88 ^o / _o	0.65	0.41	długość <i>longueur</i>	szerokość <i>largeur</i>	stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>
szerokość <i>largeur</i>	40.5 mm	40.43 ± 0.53 mm	5.31 ± 0.38 mm	13.13 ± 0.93 ^o / _o	0.25	-0.69	0.963 ± 0.007		
wysokość <i>hauteur</i>	25 mm	24.91 ± 0.32 mm	3.24 ± 0.23 mm	12.96 ± 0.92 ^o / _o	0.26	-0.17	0.801 ± 0.036	0.747 ± 0.044	
stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>	92 ^o / _o	91.73 ± 0.34 ^o / _o	3.36 ± 0.25 ^o / _o	3.66 ± 0.27 ^o / _o	-0.31	-0.29			
stosunek głębokości brzozy przedniej na równiku do długości pancerza <i>profondeur du sillon antérieur par rapport à la longueur</i>	2.25 %	2.46 ± 0.09 ^o / _o	0.83 ± 0.06 ^o / _o	0.34 ± 0.02 ^o / _o	0.90	0.48			0.045 ± 0.103
stosunek długości ambulakrów tylnych do długości ambulakrów przednich <i>longueur des ambulacres postérieurs par rapport à la longueur des ambulacres antérieurs</i>	80 ^o / _o	80.28 ± 0.51 ^o / _o	4.93 ± 0.36 ^o / _o	6.14 ± 0.45 ^o / _o	0.34	0.14			0.041 ± 0.102

T a b e l a XXVII.

Wykaz stałych biometrycznych dla *Brissoma lyriferum* F o r b e s sp.
Liste des constantes biométriques pour le *Brissoma lyriferum* F o r b e s sp.

mentarnych. Prawdopodobnie mamy tu do czynienia z populacją złożoną z dwóch gatunków elementarnych i ich mieszańców. Oczywiście przypuszczenie to stanowi na razie hipotezę roboczą, która musi być sprawdzona na większej ilości okazów, zwłaszcza wobec podkreślonej wyżej szerokiej amplitudy zmienności.

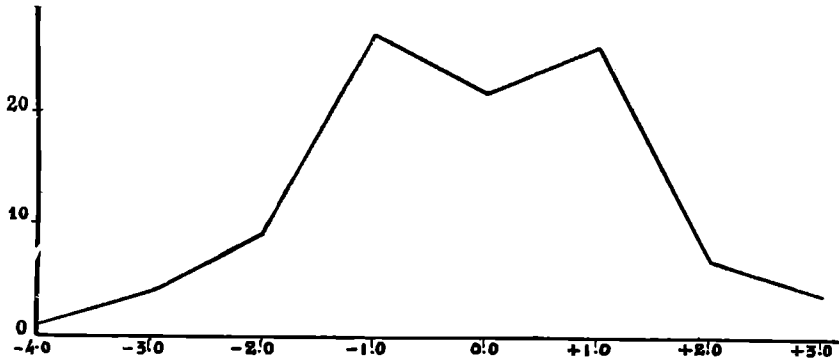


Fig. 4. — Krzywa odchyień od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów dla *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés pour le *Brissoma lyriferum* Forbes sp.

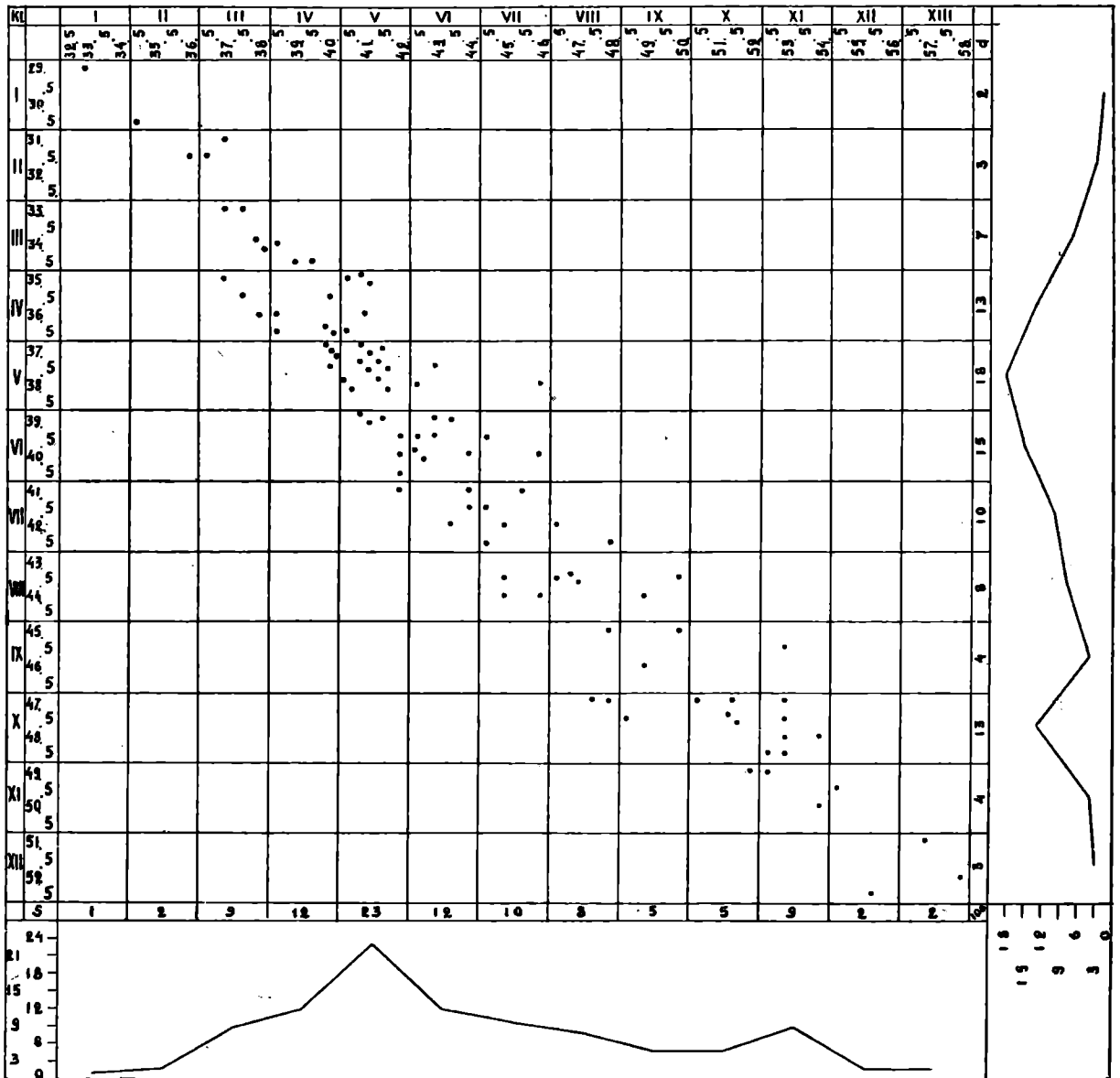


Tabela XXVIII. — *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Korelacja długości i szerokości pancerza. — Corrélation de la longueur et de la largeur du test.

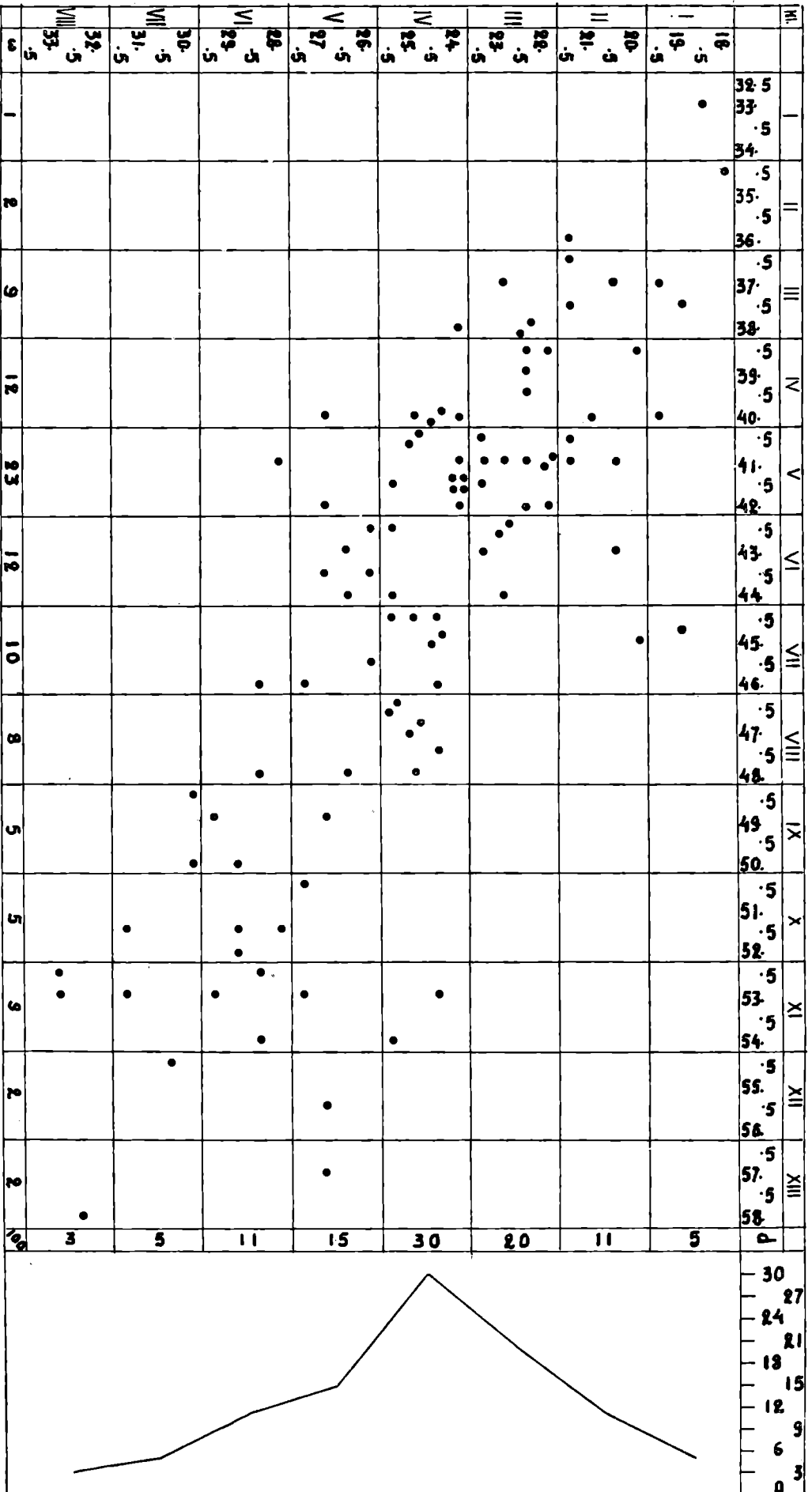


Tabela XXIX. — *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Korelacja długości i wysokości pancierza. — Corrélation de la longueur et de la hauteur du test.

Kl.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Σ
	29.5 30.5	31.5 32.5	33.5 34.5	35.5 36.5	37.5 38.5	39.5 40.5	41.5 42.5	43.5 44.5	45.5 46.5	47.5 48.5	49.5 50.5	51.5 52.5	5
I	18.5 19.5												5
II	20.5 21.5												11
III	22.5 23.5												20
IV	24.5 25.5												30
V	26.5 27.5												15
VI	28.5 29.5												11
VII	30.5 31.5												5
VIII	32.5 33.5												3
ω	2	3	7	13	18	15	10	8	4	13	4	3	99

Tabela XXX. — *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Korelacja szerokości i wysokości pancerza. — Corrélation de la largeur et de la hauteur du test.

Rodzaj *Offaster* Desor

Tabela I—IV, XXXIII—XXXVIII, fig. 5 (tekst).

1924. *Offaster* Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 40.

W polskiej kredzie występują dwie formy zgodne w swych cechach zewnętrznych z 2 gatunkami: *Offaster pilula* Lamarc sp. i *O. pomeli* Munier Chalmas. Krańcowe typy obu form można łatwo od siebie odróżnić, natomiast część osobników zdaje się łączyć cechy jednych i drugich. Analiza statystyczna również niezbyt wyraźnie ujawnia jaki jest charakter genetyczny mieszaniny obu form. A więc krzywe zmienności mają na ogół jeden wierzchołek; tylko w dwóch wypadkach obserwujemy spłaszczenie wierzchołka krzywej zmienności i w jednym wypadku mamy do czynienia z krzywą dwuwierzchołkową (co prawda dla bardzo ważnej cechy jaką jest stosunek szerokości do długości). Natomiast nadmiary wykazują w większości

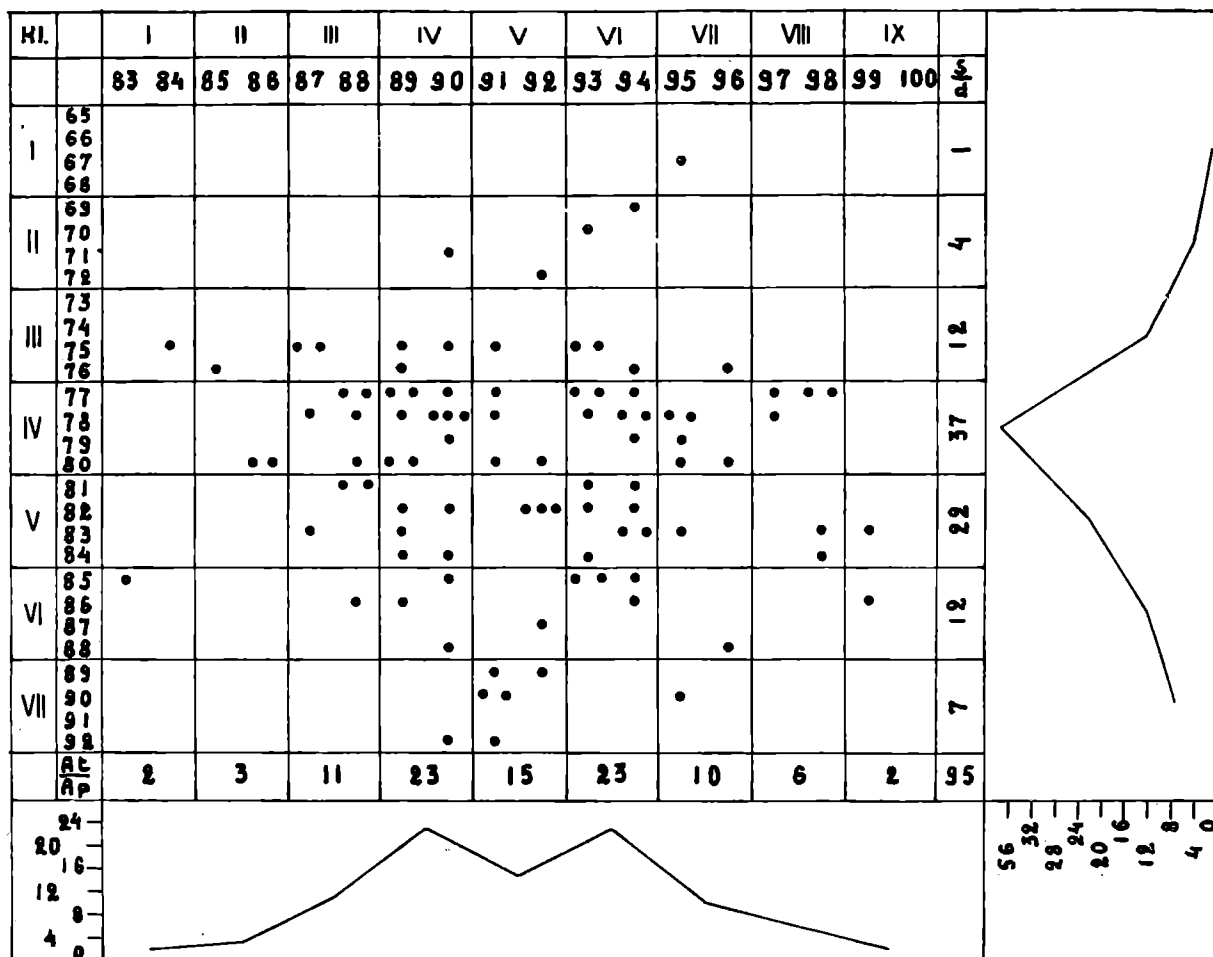


Tabela XXXI. — *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Korelacja stosunku szerokości do długości i stosunku długości ambulakrów tylnych do długości ambulakrów przednich. — Corrélation des rapports de la largeur à la longueur du test et de la longueur des ambulacres postérieurs à la longueur des ambulacres antérieurs pairs.

wypadków znak ujemny, przeciwnie krzywa odchyień od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów ($y=0.81x-2.105$) posiada tylko jeden wierzchołek. Trudno jest wobec świadectw przytoczonych zdać sobie sprawę czy mamy do czynienia z 2 gatunkami czy tylko z jednym. Zagadnienie jest tym więcej skomplikowane, że, jak się zdaje, obie formy nie występują w jednym i tym samym poziomie stratygraficznym. Mianowicie forma zbliżona do *O. pilula* zdaje się być bardziej pospolitą w dolnym i środkowym poziomie kredy kwadratowej, w poziomie górnym jest znacznie rzadsza. Przeciwnie forma o cechach *O. pomeli* pojawia się w środkowym poziomie kredy z *Act. quadratus* i najczęściej spotykamy ją w poziomie górnym.

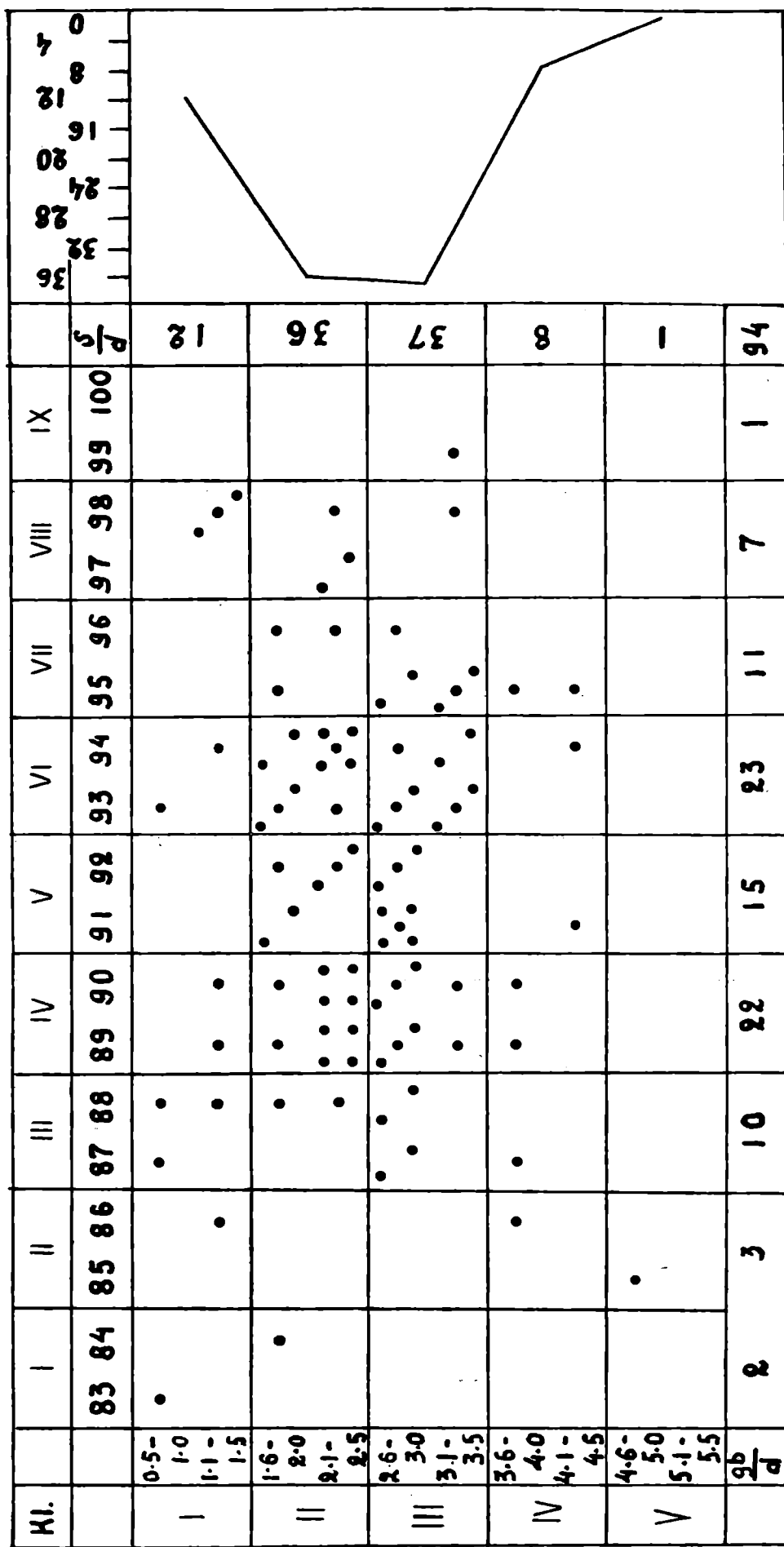


Tabela XXXII. — *Brissoma lyriferum* Forbes sp. — Korelacja stosunku szerokości do długości pancerza i stosunku głębokości brzozy przedniej na równiku do długości pancerza. — Corrélation des rapports de la largeur à la longueur du test et de la profondeur du sillon antérieur à la longueur du test.

$n = 107$

Cecha <i>caractère</i>	M^0	stałe biometryczne — <i>constantes biométriques</i>							
		$M \pm m_M$	$\sigma \pm m_\sigma$	$k \pm m_k$	S	E	$R \pm m_R$		
długość <i>longueur</i>	18.5 mm	18.71 ± 0.29 mm	2.99 ± 0.20 mm	16.03 ± 1.10 ‰	0.57	-0.30	długość <i>longueur</i>	szerość <i>largeur</i>	stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la long.</i>
szerość <i>largeur</i>	17.5 mm	17.26 ± 0.25 mm	2.57 ± 0.18 mm	14.89 ± 1.02 ‰	0.07	-0.70	0.968 ± 0.006		
wysokość <i>hauteur</i>	15 mm	15.13 ± 0.21 mm	2.13 ± 0.15 mm	14.08 ± 0.96 ‰	0.14	-0.55	0.899 ± 0.018	0.888 ± 0.021	
długość podstawy <i>longueur de la base</i>	15.5 mm	15.71 ± 0.25 mm	2.57 ± 0.18 mm	16.36 ± 1.12 ‰	0.46	-0.52	0.937 ± 0.012		
odległość perystomu od brzegu przedniego <i>distance entre le péristome et le bord antérieur</i>	4 mm	4.02 ± 0.09 mm	0.90 ± 0.06 mm	22.40 ± 1.54 ‰	0.66	0.72	0.773 ± 0.039		
stosunek szerokości do długości <i>largeur par rapport à la longueur</i>	92‰	92.46 ± 0.34 ‰	3.56 ± 0.24 ‰	3.85 ± 0.26 ‰	0.20	-0.67			
stosunek wysokości peryproktu do wysokości pancerza <i>hauteur du périprocte par rapport à la hauteur du test</i>	66‰	65.96 ± 0.69 ‰	7.15 ± 0.49 ‰	10.84 ± 0.74 ‰	-0.14	-0.12			0.205 ± 0.056

T a b e l a XXXIII.

Wykaz stałych biometrycznych dla badanych form z rodzaju *Offaster* D e s o r.

Liste des constantes biométriques pour les individus mesurés du genre *Offaster* D e s o r.

Przypuszczam, że wyżej opisane rozbieżności, wynikające z analizy obu form zależą w dużym stopniu od niedoskonałości zachowania materiału badanego. Mianowicie część okazów mierzonych jest lekko zdeformowana i te lekkie deformacje na skutek małych rozmiarów i małej ampli-

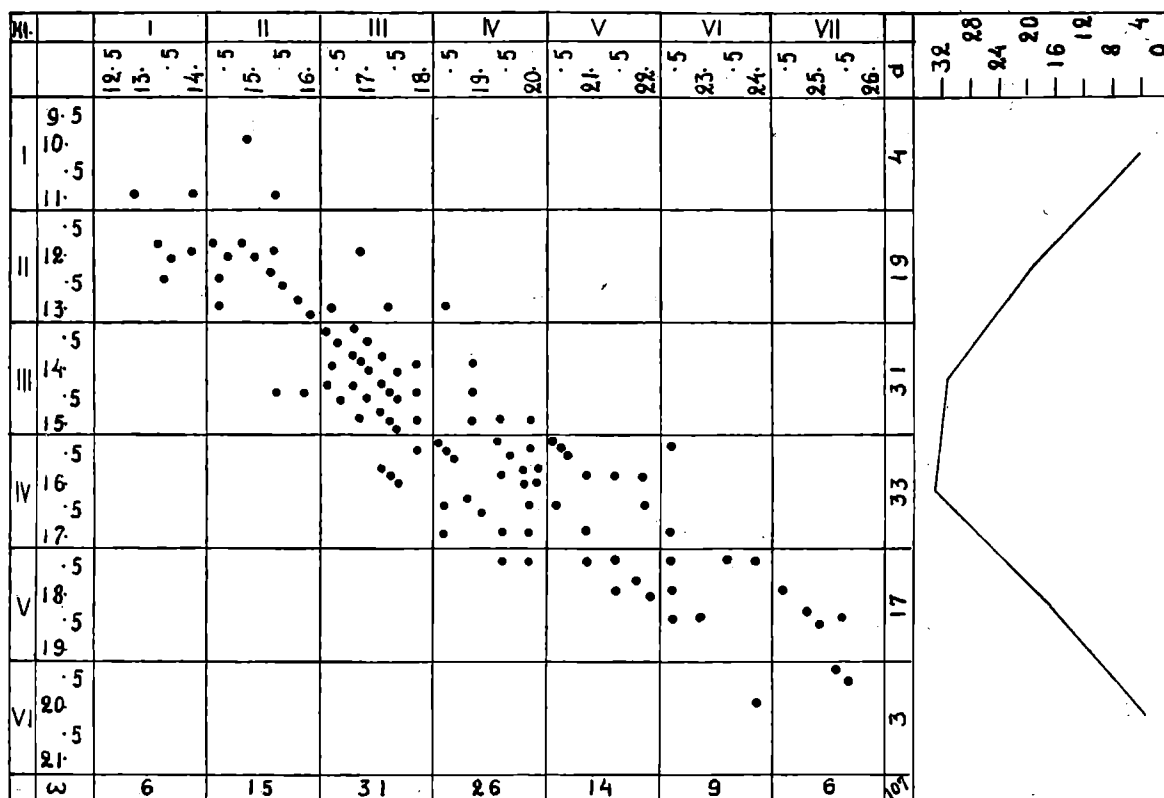


Tabela XXXIV. — *Offaster Desor.* — Korelacja długości i wysokości pancerza. — Corrélation de la longueur et de la hauteur du test.

tudy zmienności obu form urastają do roli czynnika uniemożliwiającego wyprowadzenie dokładnych wniosków o właściwościach genetycznych *O. pilula* i *O. pomeli*. Mam nadzieję, że w niedługim czasie powrócę do tego zagadnienia, tym czasem zaś podaję tabele korelacyjne wraz z odpowiednimi krzywymi dla mieszaniny obu form, natomiast dla każdej z osobna przedstawiam synonimikę i wykaz miejscowości, w których występują.

***Offaster pilula* Lamarck sp.**

Tablica II, fig. 7—9.

- 1853. *Cardiaster pilula* d'Orbigny — Pal. franç. Terr. crét. VI, str. 126, tab. 824.
- 1910. *Offaster pilula* Nowak — Zur Kenntnis des Senons, str. 975.
- 1924. „ „ Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais. des Ech., VI—VII, str. 409.
- 1926. *Offaster pilula* Sujkowski (*pars*) — O utworach jurajskich, kredowych i czwartorzędowych okolic Wolbromia, str. 412—415.

Kl.		I		II		III		IV		V		VI		Σ
		12. .5	13. .5	14. .5	15. .5	16. .5	17. .5	18. .5	19. .5	20. .5	21. .5	22. .5	23. .5	
I	9.5													4
	10. .5			•										
	11.	•	•	•										
II	11. .5													19
	12. .5	•	•	•	•									
	13.	•	•	•	•	•	•							
III	13. .5													31
	14. .5			•	•	•	•	•						
	15.			•	•	•	•	•	•	•				
IV	15. .5													33
	16. .5					•	•	•	•	•				
	17.					•	•	•	•	•	•			
V	17. .5													17
	18. .5							•	•	•	•	•		
	19.							•	•	•	•	•		
VI	19. .5													3
	20. .5										•	•		
	21.										•			
ω		6	24	36	21	14	6	101						

Tabela XXXV. — *Offaster* Desor. — Korelacja szerokości i wysokości pancerza. — Corrélation de la largeur et de la hauteur du test.

1926. *Offaster* cf. *rostratus* S u j k o w s k i — ditto, str. 414.

1934. „ *pilula* S u j k o w s k i — Skały kredowe między Pilicą a Szczekocinami, str. 70.

1937. *Offaster pilula* K o n g i e l in R ó ż y c k i — Sprawozdanie z badań w okolicach Lelowa, str. 64.

Forma mała (długość — ca. 17—25.5 mm), o prawie płaskiej podstawie i nisko położonym peryprockie.

Senon kwadratowy — Bonarka: szary margiel — 11 okazów; opoka krzemienista — 12 ok.: Mydlniki — 3 ok.; Pychowice — 2 ok.; Witkowice — 1 ok.; Minoga (odkrywka przy drodze do Barbarki) — 4 ok.; Ściborzycy — 1 ok.; Chobendza — 1 ok.; Szreniawa (łom chłop-

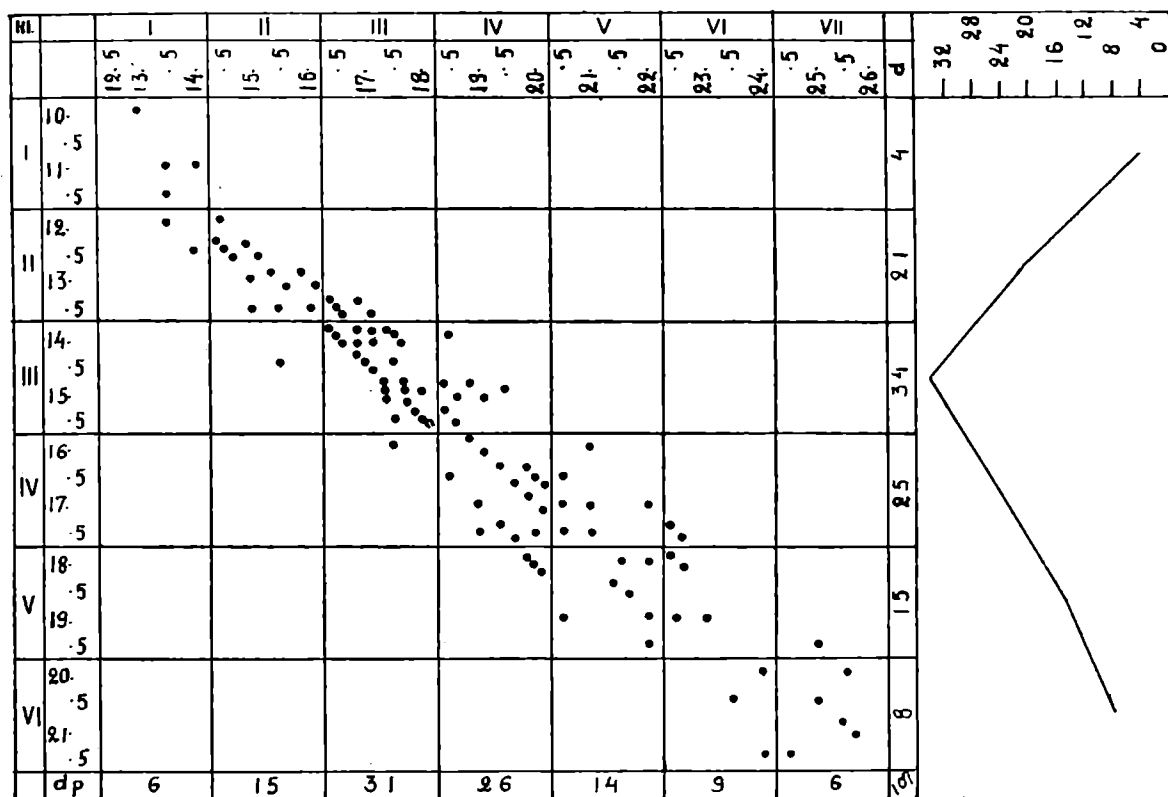


Tabela XXXVI. — *Offaster* Desor. — Korelacja długości pancerza i długości podstawy. — Corrélation de la longueur du test et de la longueur de la base.

ski) — 1 ok.; Jezówka — 1 ok.; Sulisławice — 4 ok.; Chlina — 1 ok.; Ołudza — 15 ok.; Skrajniwa — 1 ok.

Offaster pomeli Munier Chalmas.

Tablica II, fig. 10—12.

1884. *Offaster Pomeli* Dr u — Bechtaou, tab. V, fig. 11—14.
 1903. „ „ Lambert — Genre Echinocorys, str. 45.
 1924. „ „ Lambert & Thiéry — Essai de nomenclature rais, des Ech., VI—VII, str. 409.
 1926. „ *pilula* Sujkowski (*pars*) — O utworach jurajskich, kredowych i czwartorzędowych okolic Wolbromia, str. 413—415.
 1937. *Offaster pomeli* Kongiel in Różycki — Sprawozdanie z badań w okolicach Lelowa, str. 64.

Forma mniejsza od poprzedniej (długość — ca. 13—20 mm), o podstawie wypukłej i wysoko położonym peryprokie.

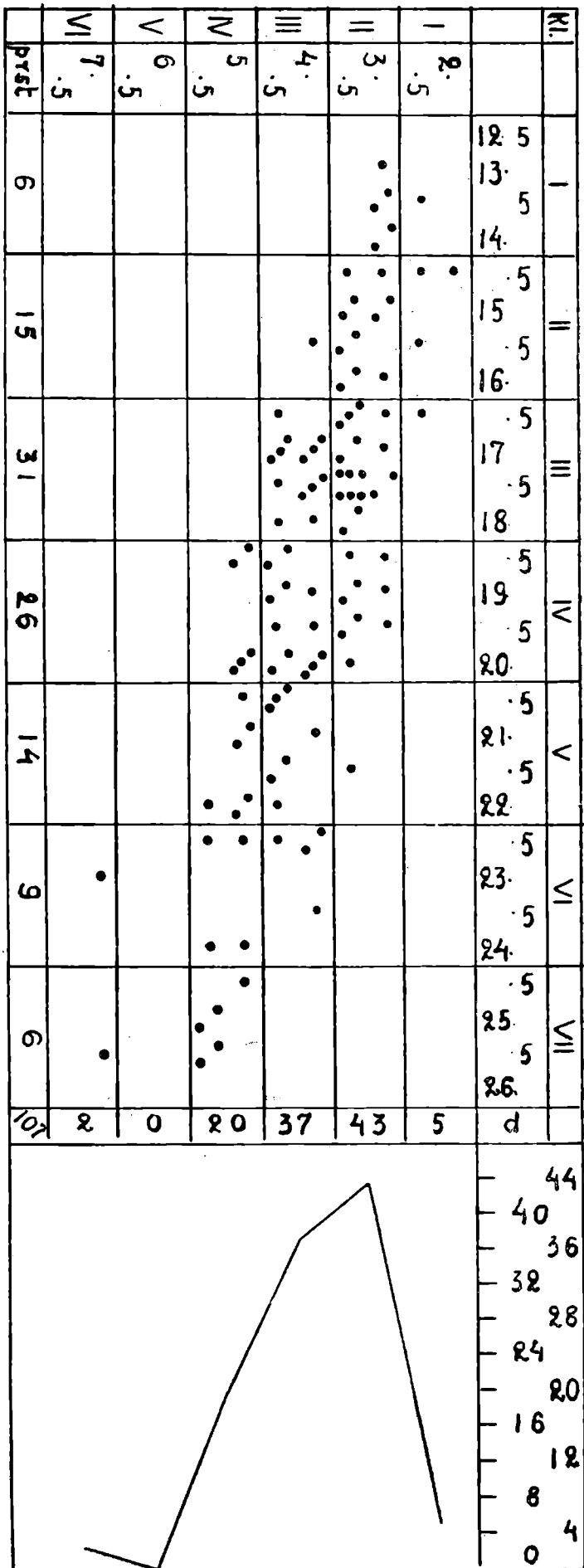


Tabela XXXVII. — *Offaster* D e s o r. — Korelacja długości palcerza i odległości perystomu od brzegu przedniego. — Corrélation de la longueur du test et de la distance entre le péristome et le bord antérieur.

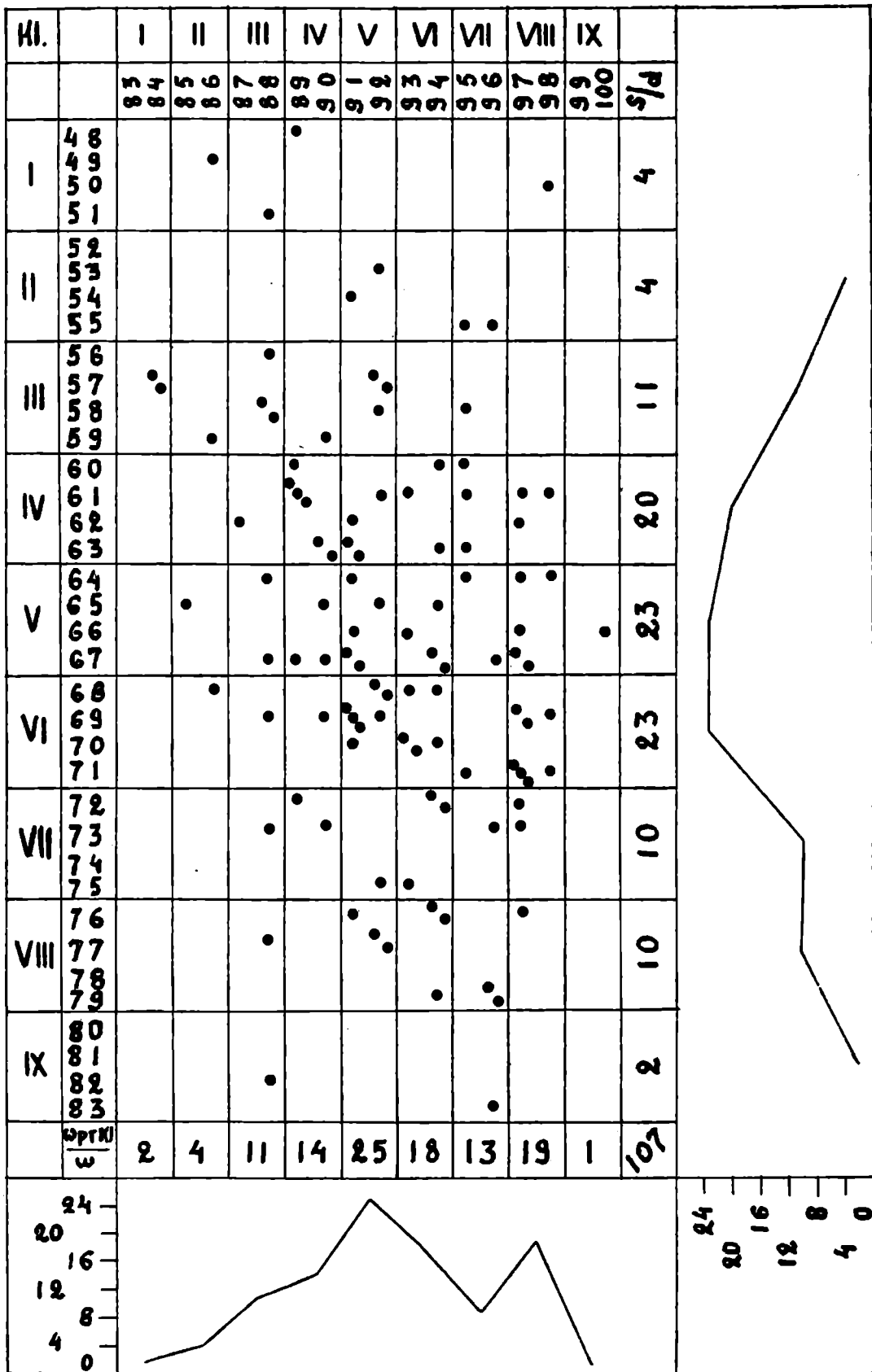


Tabela XXXVIII. — *Offaster* Desor. — Korelacja stosunku szerokości do długości pancerza i stosunku wysokości peryproktu do wysokości pancerza. — Corrélation des rapports de la largeur à la longueur du test et de la hauteur du périprocte à la hauteur du test.

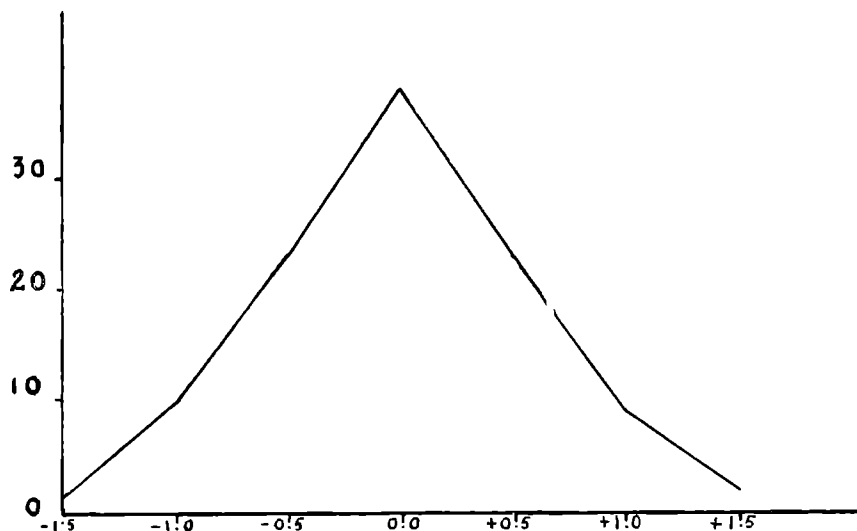


Fig. 5. — Krzywa odchyłeń od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów dla badanych okazów z rodzaju *Offaster* Desor. — Courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés pour les formes mesurés du genre *Offaster* Desor.

Senon kwadratowy — Bonarka (opoka) — 5 okazów; Bibice — 1 ok.; Pychowice — 6 ok.; Zabierzów — 5 ok.; Brzozówka — 2 ok.; Sulisławice — 2 ok.; Jeżówka — 2 ok.; Poręba Dzierżna, dworski dół margłowy — 5 ok.; wcięcie w drodze koło dworu — 5 ok., odkrywka przy drodze do Bożej Woli — 1 ok., nieznanie dokładniej miejsce — 2 ok.; Chlina — 1 ok.; Wólka Ołudzka — 1 ok.; Ołudza — 6 ok.; Skrajniwa — 4 ok.; Podgaje — 1 ok.

Wnioski ogólne.

1) Wartość i znak nadmiaru w wypadku, gdy mamy do czynienia z grupą osobników o niezbyt dużej liczebności nie są dostatecznie czułymi wskaźnikami statystycznymi właściwośći genetycznych danej grupy. Natomiast kształt krzywej odchyłeń od prostej wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów daje się niejednokrotnie zastosować do celów analizy genetycznej (w tych przypadkach, gdy niejednorodność genetyczna ujawnia się w korelacji).

2) Przy rozróżnianiu grup genetycznie odmiennych największą wartość mają te cechy i stosunki cech, dla których

różnica wartości liczebnych średniej arytmetycznej jest dość znaczna.

3) Przy wydzieleniu zespołów cech, charakterystycznych dla pewnej grupy osobników decydujące znaczenie mają te cechy, które wykazują największy lub najmniejszy stopień korelacji. W pierwszym wypadku dla stwierdzenia jednorodności genetycznej trzeba niejednokrotnie uciekać się do analizy krzywej odchyień od prostej, wyprowadzonej metodą najmniejszych kwadratów, w drugim — już analiza krzywych zmienności dla poszczególnych cech daje dobre wyniki.

4) Cechy gatunkowe możemy podzielić na dwie grupy: a) cechy, ilościowo silnie odbiegające od cech innych gatunków i cechy jakościowe specyficzne dla danego gatunku oraz b) cechy, ilościowo zbliżone do cech innych gatunków pokrewnych. Tylko pierwsza grupa cech ma znaczenie przy oddzielaniu gatunków od siebie i przy wyodrębnianiu gatunków spośród ich mieszaniny.

5) Gry mamy do czynienia z populacją, metody statystyczne mogą być przydatne dla stwierdzenia jej obecności, nie wystarczają one jednak do dokładnej analizy populacji, ponieważ mieszańce łączą w sposób naturalny cechy obu składowych gatunków. Wyodrębnienie składników populacji kopalnej nie jest możliwe, rozdzielenia populacji współczesnej można dokonać jedynie na drodze selekcji biologicznej.

Zakład Geologii U. S. B. w Wilnie.

R é s u m é.

Dans ce travail je tâche à mettre en lumière l'étendue de la variabilité des caractères sur lesquels on s'appuie pour distinguer et séparer les échinides récents et fossiles. Le matériel récent a été recueilli à la Station Zoologique de Kristineberg (Suède) où le Professeur Lönnberg et le Dr Gustafson me prêtèrent leur bienveillante assistance et leur précieuses indications. Le matériel fossile a été pris en partie dans mes propres collections, en partie

dans celles de l'Institut Paléontologique de l'Université de Cracovie, du Dr S u j k o w s k i, Professeur agrégé et Chargé de cours et du Dr R ó ź y c k i. Pour la partie statistique du travail j'ai profité des indications que m'a très aimablement données Mlle I w a n o w s k a, Professeur agrégée et Chargée de cours de l'Université de Wilno. Je suis heureux d'exprimer ici ma profonde gratitude à tous ceux qui m'ont si aimablement aidé à mener à bout ce travail.

* * *

Dans le texte polonais je donne une description détaillée de la méthode statistique que j'ai employée dans mon travail; on y trouve également les formules de la m o y e n n e arithmétique M , de la s t a n d a r d d é v i a t i o n σ , du c o e f f i c i e n t de v a r i a b i l i t é k et du c o e f f i c i e n t de c o r r e l a t i o n R ; pour exprimer leurs erreurs moyennes j'offre encore les formules m_M , m_σ , m_k et m_R . Ici je ne voudrais faire part que de mes considérations sur la valeur de constantes biométriques telles que l'obliquité S et l'excès E . Pour un nombre restreint d'individus, ces deux constantes ne sont guère des indicateurs sensibles des caractères distinctifs de l'espèce (voir les tableaux et les courbes dans le texte polonais). Elles ne constituent non plus un critérium suffisamment précis de l'hétérogénéité du groupe d'individus étudié. Ceci est juste surtout pour l'excès, dont la valeur oscille selon le nombre des individus mesurés et tout particulièrement lorsque l'amplitude de la variabilité est grande; elle dépend aussi des conditions vitales dans le milieu de l'individu. Comme le montre l'exemple donné pour le mélange d'*Amphidetus pennatifidus* Norman sp. et d'*A. flavescens* O. Fr. Müller sp., dans le cas de différences peu considérables entre les caractères des deux espèces, la valeur de l'excès pour le groupe hétérogène est positive, donc dépourvue de toute importance pour des considérations génétiques.

Dans ce travail j'offre une nouvelle méthode pour l'analyse des groupes fauniques génétiquement hétérogènes, méthode qui n'a pas encore été appliquée dans les recherches biométriques. Elle consiste à tracer la courbe des écarts de la droite calculée par la méthode des moindres carrés. Cette droite représente l'équation $Y = aX + b$;

pour simplifier les calculs, nous admettons que $Y = y - M_y^0$, et $X = x - M_x^0$, où M_y^0 et M_x^0 sont des moyennes conventionnelles pour les valeurs de deux caractères du groupe qu'on analyse. Les coefficients a et b sont calculés à l'aide des équations $\Sigma X^2 a + \Sigma X b = \Sigma XY$ et $\Sigma X a + n b = \Sigma Y$. Ayant obtenu les valeurs numériques pour a et b , nous traçons la table de corrélation et portons dessus la droite correspondant à l'équation $Y = aX + b$; nous lisons ensuite les écarts de la droite des différentes valeurs des individus donnés. Les valeurs des écarts rangées selon leur grandeur, constituent la série de variabilité dont la représentation graphique est une courbe unimodale pour le matériel homogène et une courbe bi- ou plurimodale pour le matériel génétiquement hétérogène. Cette courbe semble être un indicateur sensible dans les cas d'hétérogénéité dans la corrélation.

Après ce bref avant-propos, je passe à la partie spéciale de mes considérations.

Psammechinus miliaris Klein sp.

Table V—XI, texte - fig. 1; pl. I, fig. 1, 2.

La synonymie et la liste des constantes biométriques de cette espèce sont données dans le texte polonais. Comme le montre cette liste, le nombre des exemplaires influe d'une manière considérable sur les valeurs de l'obliquité et de l'excès. Ce fait constitue une preuve en faveur de mon idée que la réalité de ces indicateurs est assez insignifiante quand les recherches portent sur un petit nombre d'individus. Tous les caractères étudiés, et en particulier le diamètre et la hauteur, présentent un haut degré de corrélation. Les écarts des points de la droite calculée par la méthode des moindres carrés, donnent une courbe unimodale, ce qui témoigne de l'homogénéité du matériel.

Echinocardium cordatum Pennant sp.

Table XII—XV, texte - fig. 2; pl. I, fig. 3.

La synonymie et la liste des constantes biométriques de cette espèce sont données dans le texte polonais. Tous les

caractères étudiés présentent un degré considérable de corrélation qui est le plus élevé pour la longueur et la largeur, le plus bas pour la largeur et la hauteur. Les valeurs négatives des excès sont probablement produites par le nombre restreint d'exemplaires mesurés. Par contre, la courbe des écarts de la droite, obtenue par la méthode des moindres carrés, témoigne de l'homogénéité du matériel étudié.

Genre **Amphidetus** Agassiz

Table XVI, XIX—XXVI, texte - fig. 3.

Les deux espèces vivant actuellement dans le Skagerrak, malgré une étroite affinité se distinguent nettement l'une de l'autre. Le rapport de la largeur à la longueur, le rapport de la longueur du labrum à la longueur des plaques péristeriales voisines, le nombre des paires de pores ambulacraires plus fortement développés dans les branches antérieure et postérieure des zones porifères antérieures paires, le caractère de la surface circonscrite par le fasciole interne et, à un moindre degré, la longueur du diamètre antéro-postérieur de cette région, en constituent les caractères distinctifs les plus importants. En plus, les deux espèces se distinguent par le développement des radioles et des tubercules sur les bords du sillon antérieur, et par la coloration du test et des pieds ambulacraires péribuccaux. Le genre *Amphidetus* se distingue très nettement du genre *Echinocardium* par un sillon antérieur beaucoup moins profond et par une structure différente de l'ambulacre impair.

Pour le mélange des deux espèces nous n'obtenons des courbes bimodales de la variabilité et des valeurs négatives pour les excès que dans les cas où les moyennes arithmétiques des caractères étudiés présentent des valeurs considérablement éloignées les unes des autres. Dans les cas où les moyennes sont rapprochées, pour reconnaître l'hétérogénéité du mélange nous devons avoir recours à la courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés. Le mélange des deux espèces donne une courbe bimodale.

Amphidetus pennatifidus Norman sp.

Table XVII, XIX—XXVI, texte - fig. 3; pl. I, fig. 4-6.

La synonymie et la liste des constantes biométriques sont données dans le texte polonais. Entre tous les caractères mesurés, ceux-là caractérisent le mieux l'espèce qui se distinguent par le plus haut degré de corrélation (longueur et largeur), ou bien ceux qui, en fait, sont non-corrélatifs (rapports de la largeur à la longueur et de la longueur du labrum à la longueur des plaques péristeriales voisines et nombre des pores sur les ambulacres antérieurs pairs dans les branches antérieures et postérieures des zones porifères). Il est à noter que: le labrum est toujours plus court que les plaques péristeriales voisines, la région entourée par le fasciole interne est inclinée vers l'avant, les radioles et les tubercules sur les bords du sillon antérieur ne sont pas beaucoup mieux développés que les autres, le test a une coloration jaunâtre et les pieds ambulacraires péribuccaux sont bruns.

Amphidetus flavescens O. Fr. Müller sp.

Table XVIII—XXVI, texte - fig. 3; pl. I, fig. 7—9; pl. II, fig. 1.

La synonymie et la liste des constantes biométriques sont données dans le texte polonais. Les caractères spécifiques, pareils à ceux d'*A. pennatifidus* en diffèrent cependant par leur nombre. Le labrum est pour la plupart plus long que les plaques péristeriales voisines (de rares échantillons possèdent un labrum aussi court que celui de l'espèce précédente), la région entourée par le fasciole interne est presque plate, les radioles et les tubercules sur les bords du sillon antérieur sont beaucoup plus développés que les autres, le test est rose, les pieds ambulacraires péribuccaux — jaunes.

Brissoma lyriferum Forbes sp.

Table XXVII—XXXII, texte - fig. 4; pl. II, fig. 2—6.

La synonymie et la liste des constantes biométriques sont données dans le texte polonais. Cette espèce est extrêmement intéressante car elle présente une très large corrélation transversale („quere Korrelationsbreite“ de Klähn) et une très grande amplitude de la variabilité. Un rapide

examen des exemplaires recueillis m'avait déjà laissé apercevoir des différences extrêmement prononcées dans l'aspect extérieur du test. On peut constater des variations considérables dans la coloration, dans le rapport de la largeur à la longueur, dans la profondeur des ambulacres, dans l'inclinaison de la troncature anale, etc. Les courbes de la variabilité démontrent aussi, dans nombre de cas, soit un aplatissement de la partie apicale, soit deux sommets très nets. L'excès de la plupart des caractères a un signe négatif. Enfin la courbe des écarts de la droite calculée par la méthode des moindres carrés est aussi bimodale. Tout ceci prouverait donc que l'espèce *Brissoma lyriferum* ne représente pas un groupe homogène. D'autre part, je n'ai pas réussi à tracer une ligne de démarcation tout à fait nette entre les éléments extrêmes. Toutes les formes, mêmes les plus dissemblables, sont reliées par des formes de transition. Sans doute *Brissoma lyriferum* n'est pas un mélange simple de deux formes différentes. Probablement nous avons affaire ici avec une population composée de deux espèces élémentaires et de leurs bâtards. Cette supposition n'est qu'une hypothèse provisoire adoptée au cours du travail et qui doit être vérifiée sur un plus grand nombre d'individus.

Genre *Offaster* Desor

Table I—IV, XXXIII—XXXVIII, texte - fig. 5; pl. II, fig. 7—12.

Dans le Crétacé de Pologne on rencontre deux formes correspondant par leurs caractères extérieurs à deux espèces: *Offaster pilula* L a m a r c k sp. et *O. pomeli* M u n i e r C h a l m a s. Les types extrêmes sont nettement distincts, mais ils paraissent être reliés par des formes de transition. L'analyse statistique n'indique pas assez nettement le caractère génétique du mélange de ces deux formes: les excès ont pour la plupart un signe négatif, certaines courbes de la variabilité sont tronquées dans leur partie apicale, le caractère tellement important qu'est le rapport de la largeur à la longueur donne une courbe bimodale. D'autre part, la courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés n'a qu'un seul sommet. Il est donc difficile de savoir si nous avons affaire ici avec deux espèces ou bien avec une seule. La question est d'autant plus

compliquée que les deux formes n'apparaissent pas, nous semble-t-il, exactement dans le même niveau, notamment la forme rapprochée d' *O. pilula* qui serait abondante dans les parties inférieure et moyenne du niveau à *Act. quadratus*, est beaucoup plus rare dans la partie supérieure, au contraire, la forme rapprochée d' *O. pomeli* qui apparaît dans la partie moyenne de ce niveau, est très fréquente dans la partie supérieure. Je ne suis pas parvenu à résoudre définitivement cette question; d'ailleurs, une partie des échantillons étant un peu déformés, je craindrais que mes conclusions ne soient pas complètement justes. Espérant pouvoir bientôt revenir à cette question, j'offre en attendant les tableaux des corrélations avec les courbes correspondantes pour le mélange des deux formes: pour chacune d'elles à part, on trouvera dans le texte polonais la synonymie et l'index des localités.

Conclusions générales.

1) La valeur négative de l'excès n'est pas un indicateur statistique suffisamment sensible de l'hétérogénéité du groupe d'individus étudié dans le cas où ce groupe est peu nombreux. Par contre, si on peut en juger d'après le nombre restreint des mesurages effectués, on obtient de meilleurs résultats calculée par la méthode des moindres carrés (dans les cas d'hétérogénéité dans la corrélation).

2) Pour la séparation des groupes génétiquement distincts, ceux des caractères et rapports de caractères ont le plus de valeur pour lesquels la différence des valeurs numériques de la moyenne arithmétique est assez considérable.

3) Pour mettre à part un ensemble de caractères typiques pour un certain groupe d'individus, ces caractères ont une importance décisive qui présentent le plus haut ou le plus bas degré de corrélation. Dans le premier cas, pour constater l'homogénéité du groupe étudié, il faut souvent avoir recours à l'analyse de la courbe des écarts de la droite obtenue par la méthode des moindres carrés; dans le second, la simple analyse de la courbe empirique de la variabilité pour chacun des caractères donne des résultats satisfaisants.

4) Les caractères spécifiques peuvent être classés en deux groupes: a) caractères quantitativement très distincts

des caractères des autres espèces et caractères qualitativement particuliers à l'espèce donnée, b) caractères quantitativement rapprochés des caractères d'autres espèces apparentées. Seul le premier groupe de caractères a de l'importance pour la séparation des espèces dans un mélange.

5) Quand on a affaire avec une population, les méthodes statistiques peuvent être utiles pour constater sa présence, elles ne sont cependant pas suffisantes pour effectuer une analyse exacte de la population. Dans le cas d'une population fossile, la distinction des espèces élémentaires est impossible; pour la ségrégation des populations récentes nous possédons une seule méthode efficace — la méthode de sélection biologique.

Institut de Géologie de l'Université de Wilno.

L I T E R A T U R A.

1. B r i n k m a n n R. Statistisch-biostratigraphische Untersuchungen an mitteljurassischen Ammoniten über Artbegriff und Stammesentwicklung. Abh. d. Gesellschaft d. Wiss. zu Göttingen, Math.-Phys. Kl. Bd. XIII, 3. Berlin, 1929. — 2. C h a r l i e r C. V. L. Vorlesungen über die Grundzüge der mathematischen Statistik. Lund—Hamburg, 1920. — 3. D r u L. Géologie et Hydrologie de la région du Bechtaou.—Extr. du Bull. de la Soc. Géol. d. Fr., 3-e sér., T. III. Paris, 1884. — 4. G u y é n o t E. La Variation et l'évolution. T. I. Paris, 1930. — 5. K l ä h n H. Der Wert der Variationsstatistik für die Paläontologie. Ber. naturf. Ver. Freiburg i. Br. Bd. 22. 1920. — 6. K r a c h W. Zmienność gatunku *Pectunculus pilosus* L. z miocenu polskiego. Rocznik P. T. G., T. IX. Kraków, 1933. — 7. L a m b e r t J. Étude monographique sur le Genre *Echinocorys*. Mém. du Mus. Roy. d'Hist. nat. de Belgique, II. Bruxelles, 1903. — 8. L a m b e r t J. et T h i é r y P. Essai de nomenclature raisonnée des Echinides. Chaumont, 1909—1925. — 9. M o r t e n s e n Th. und L i e b e r k i n d I. Echinoderma. Die Tierwelt der Nord- und Ostsee, Teil VIII. Leipzig, 1928. — 10. N o w a k J. Zur Kenntnis des Senons im Königreich Polen. Extr. du Bull. de l'Ac. des Sc. de Cracovie. 1910. — 11. O r b i g n y de A. Paléontologie française, terrains crétacés, T. VI. Échinoïdes irréguliers. Paris, 1853—1860. — 12. R o k i c k i j P. F. Genetika. Moskwa—Leningrad, 1932. — 13. R ó ż y c k i St. Zb. Sprawozdanie z badań geologicznych nad utworami kredowymi w okolicach Lelowa w północno-wschodniej części arkusza żarki. Posiedzenia Naukowe P. I. G., nr. 48. Warszawa, 1937. — 14. S u j k o w s k i Zb. Skały kredowe między miastami Pilica i Szczekociny. Sprawozdania Nauk. P. I. G., T. VIII, z. 1. Warszawa, 1934. — 15. S u j k o w s k i Zb. O utworach jurajskich, kredowych i czwartorzędowych okolic Wolbromia. Sprawozdania P. I. G. T. III, Z. 3—4. Warszawa, 1926.

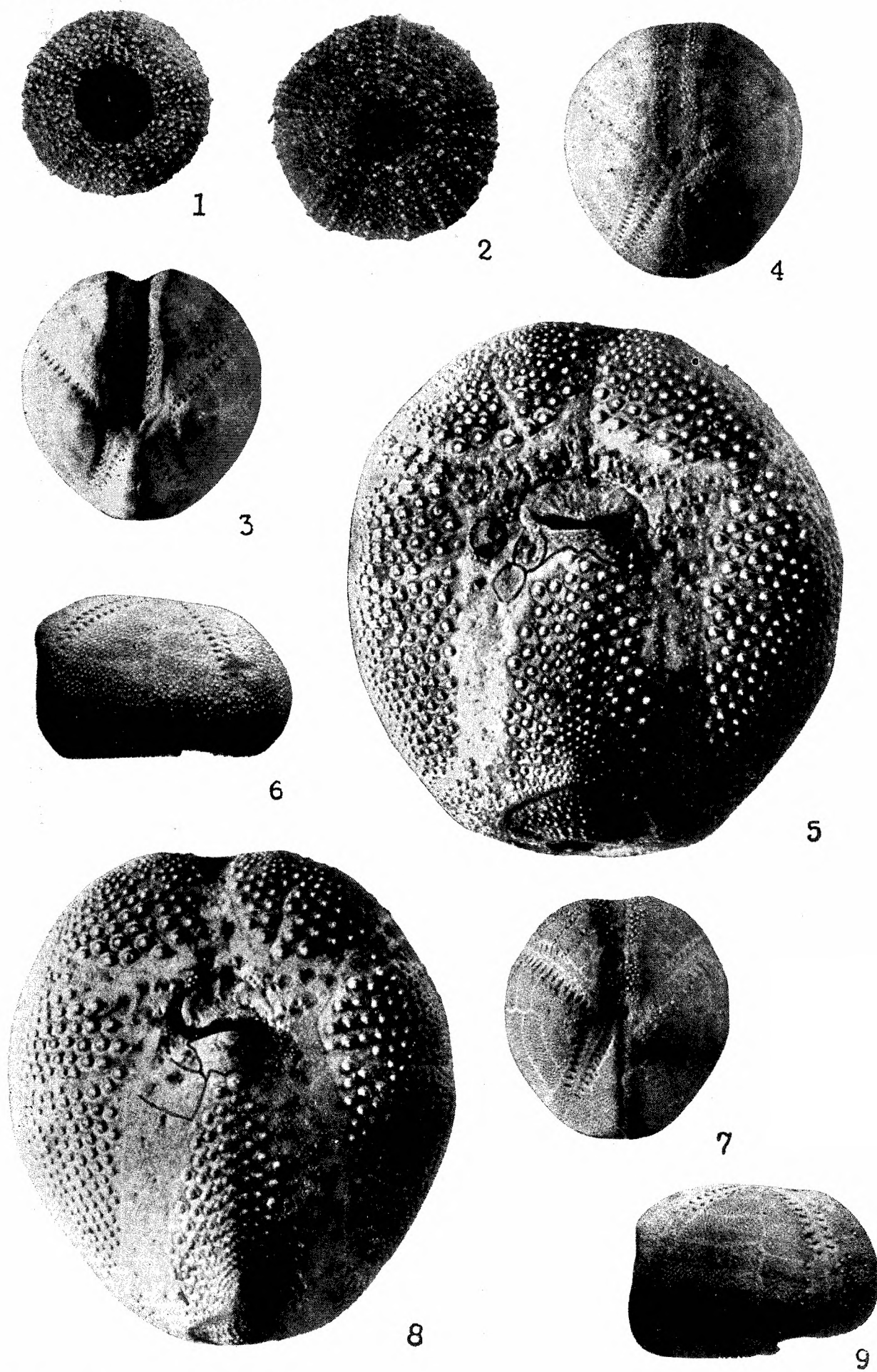
OBJAŚNIENIE TABLIC. — EXPLICATION DES PLANCHES.

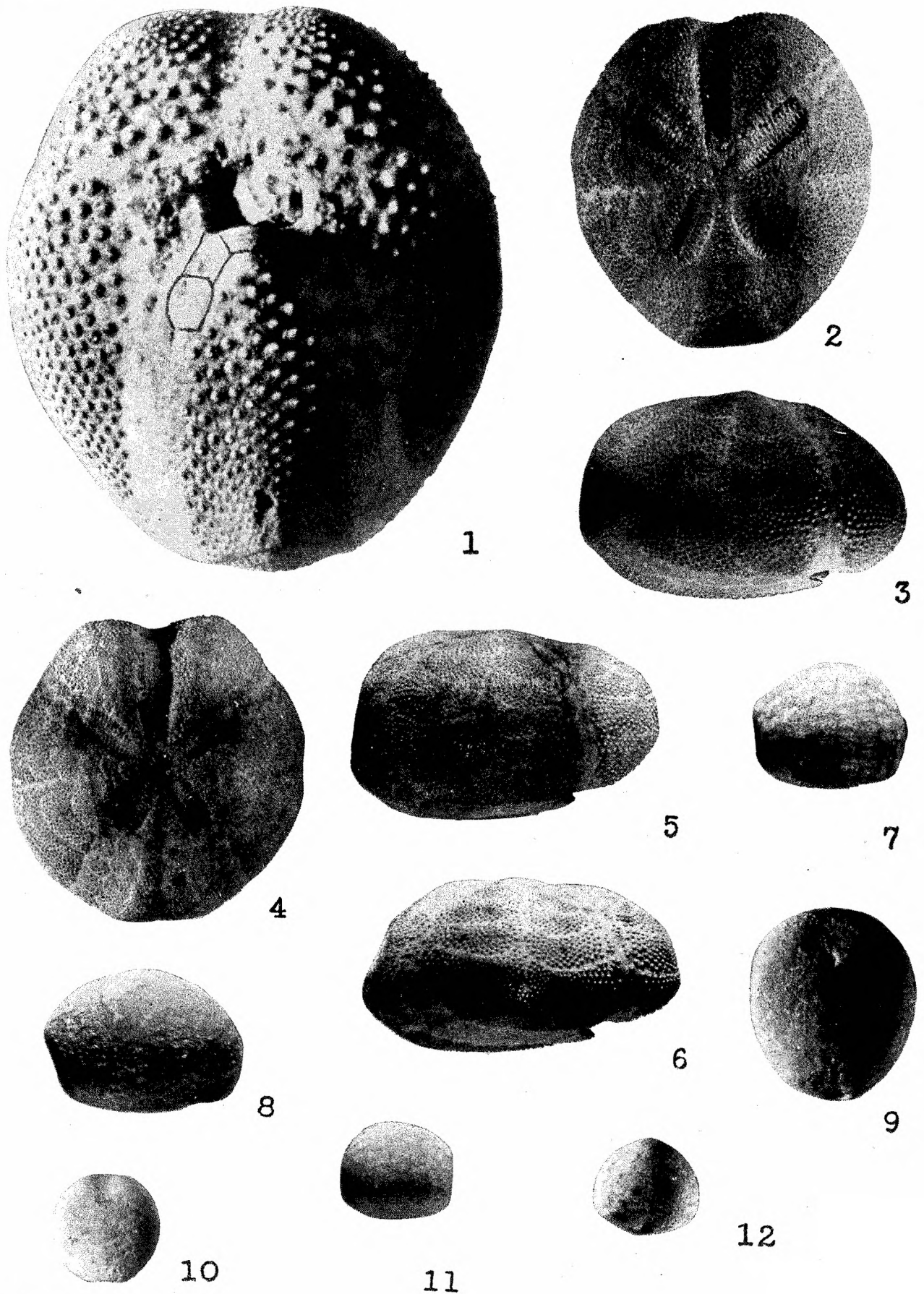
Tablica I — Planche I.

- Fig. 1. *Psammechinus miliaris* Klein sp., forma okrągła (forme circulaire).
Fig. 2. *Psammechinus miliaris* Klein sp., forma pięciokątna (forme subpentagonale).
Fig. 3. *Echinocardium cordatum* Pennant sp.
Fig. 4—6. *Amphidetus pennatifidus* Norman sp.
Fig. 7—9. *Amphidetus flavescens* O. Fr. Müller sp., forma o labrum dłuższym od sąsiednich płytek przyplastralnych (forme avec labrum plus long que les plaques péristeriales voisines).

Tablica II — Planche II.

- Fig. 1. *Amphidetus flavescens* O. Fr. Müller sp., forma o labrum krótszym od sąsiednich płytek przyplastralnych (forme avec labrum plus court que les plaques péristeriales voisines).
Fig. 2—3. *Brissoma lyriferum* Forbes sp., forma wydłużona (forme allongée).
Fig. 4—5. *Brissoma lyriferum* Forbes sp., forma szeroka (forme élargie).
Fig. 6. *Brissoma lyriferum* Forbes sp., forma o spadzistej stronie tylnej (forme déclive en arrière).
Fig. 7. *Offaster pilula* Lamarck sp., Szreniawa, łom chłopski (*O. cf. rostratus* Sulkowski).
Fig. 8—9. *Offaster pilula* Lamarck sp., Bonarka, szary margiel (kol. R. Kongiel).
Fig. 10—11. *Offaster pomeli* Munier Chalmas, Pychowice (kol. R. Kongiel).
Fig. 12. *Offaster pomeli* Munior Chalmas, Brzozówka (*O. pilula* Sulkowski).
-





R. Kongiel