

JOLANTA KOSZTEYN

Uniwersytet Gdański
Instytut Biologii — Gdynia

**BADANIA NAD MOŻLIWOŚCIĄ STOSOWANIA
PEWNEJ DODATKOWEJ CECHY W IDENTYFIKACJI
SAGITTA ENFLATA (GRASSI)**

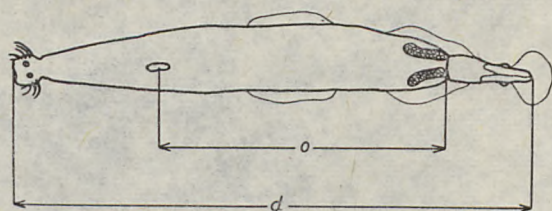
Treść: 1. Wstęp, 2. Materiał i metody, 3. Wyniki badań i wnioski; Summary; Literatura.

1. WSTĘP

Przy oznaczaniu szeregu grup systematycznych bezkręgowców bardzo często napotyka się trudności związane z faktem zmiany wymiarów ciała pod wpływem materiału konserwującego. Dlatego bardzo cenne są takie cechy, które zachowują swoją prawdziwość zarówno w materiale świeżym, jak i utrwalonym. Najczęściej stosowanymi cechami kluczowymi tego typu są pewne stałe stosunki liczbowe między wymiarami określonych części anatomicznych osobnika.

W przypadku niektórych osobników gatunku *Sagitta enflata* (Grassi) w efekcie działania formaliny bardzo wyraźnym zmianom uległy wymiary ciała, prowadząc w konsekwencji do istotnych zniekształceń. Zmiany te polegały najczęściej na kurczeniu się części tułowiowej w okolicy kaptura. Nie bez znaczenia dla procesu utrwalania jest również temperatura otoczenia oraz czas od momentu pobrania próby do jej utrwalania, a trudno jest zachować identyczność poboru prób przy dużej liczbie stacji i znacznej rozpiętości w czasie.

Powyższe obserwacje skłoniły do poszukiwań takiej cechy, która w wypadkach wątpliwych pozwoliłaby na pewne i prawidłowe określenie przynależności danego osobnika do badanego gatunku. W przypadku *Sagitta enflata* cechą taką okazała się wielkość stosunku długości całkowitej (d) do odległości *ganglion ventralis* od *septum* (o) (ryc. 1). W połączeniu z innymi cechami kluczowymi tego gatunku, stosunek ten może być bardzo pomocny w identyfikacji osobników wątpliwych, szczególnie gdy materiał pochodzi z dużego obszaru i pobierany był w różnych okresach sezonu.



Ryc. 1. *Sagitta enflata* (Grassi)
— sposób pomiaru

d — długość całkowita, o — odległość *ganglion ventralis* od *septum*

Fig. 1. *Sagitta enflata* (Grassi)
— measurement

d — total length, o — distance between the *ganglion ventralis* and *septum*

2. MATERIAŁ I METODY

Dane liczbowe rozstrzygające o ważności tej cechy uzyskano z analizy około 50 prób (tj. z pomiarów ok. 3300 osobników strzałki), które zebrane zostały wiosną 1970, latem 1967 i jesienią 1973 roku w wodach szelfu Afryki N—W między 25°N a 7°N [4]. Mimo znacznej rozpiętości w czasie, w którym pobierano próby, całość zgromadzonych materiałów dotyczących *Sagitta enflata* można uznać za jedną populację ze względu na fakt, że w tej strefie klimatycznej warunki hydrologiczne nie ulegają zbyt radykalnym zmianom w poszczególnych latach.

Stażość omawianej cechy rozważano za pomocą wybranych metod statystycznych, z uwzględnieniem różnych stadiów dojrzałości *S.enflata*, wyodrębnionych według kryteriów zastosowanych przez Różańską [6]. Uwzględniono trzy zasadnicze stadia dojrzałości. Ogólnie przyjęto, że osobniki w pełni dojrzałe stanowią trzecie stadium (III), a osobniki młodociane pierwsze stadium (I). Drugie stadium (II) dojrzałości obejmuje organizmy, które w porównaniu ze stadium I wykazują większe zaawansowanie w rozwoju. Różnice dotyczą nie tylko stopnia rozwoju gonad, ale i rozmiarów osobników.

3. WYNIKI BADAŃ I WNIOSKI

Rozkład uzyskany w wyniku grupowania średnich wartości cechy z poszczególnych prób (tab. 1), pozwolił na sporządzenie trzech porównywalnych ze sobą histogramów dla III, II i I stadium dojrzałości (ryc. 2A, B, C). Analiza tych empirycznych rozkładów, daje ważne informacje o rozproszeniu średnich. I tak stwierdzono, że dla:

III st. dojrz. 89,7% średnich zawiera się w przedziale 1,73—1,87

II st. dojrz. 71,4% średnich zawiera się w przedziale 1,83—1,92

I st. dojrz. 64,5% średnich zawiera się w przedziale 1,83—1,97.

Jednocześnie obliczono średnią ogólną (\bar{x}_N) oraz odchylenie standardowe (s_N) dla każdego stadium dojrzałości, wynoszące odpowiednio:

dla III stadium dojrzałości $\bar{x}_N = 1,81$ $s_N = 0,24$

dla II stadium dojrzałości $\bar{x}_N = 1,86$ $s_N = 0,26$

dla I stadium dojrzałości $\bar{x}_N = 1,89$ $s_N = 0,30$.

Tabela 1

Table 1

Rozkład średnich wartości badanej cechy (stosunku długości całkowitej do odległości *ganglion ventralis* od *septum*) u *Sagitta enflata*

Distribution of mean values of the characteristic studies (total length: distance of *ganglion ventralis* from *septum*) in *Sagitta enflata*

Wartości przedziałów klasowych Values of class divisions	Stadium dojrzałości Stage of maturity					
	III		II		I	
	liczba obserwacji number of observations	%	liczba obserwacji number of observations	%	liczba obserwacji number of observations	%
1,53—1,57	—	—	—	—	1	2,3
1,58—1,62	—	—	—	—	—	—
1,63—1,67	—	—	—	—	1	2,3
1,68—1,72	1	2,1	—	—	—	—
1,73—1,77	10	20,4	3	5,9	4	9,5
1,78—1,82	21	42,8	8	15,7	2	4,7
1,83—1,87	13	26,5	18	35,3	8	19,1
1,88—1,92	4	8,2	18	35,3	12	28,7
1,93—1,97	—	—	4	7,8	7	16,7
1,98—2,02	—	—	—	—	3	7,2
2,03—2,07	—	—	—	—	4	9,5
Ogólna liczba obserwacji Total number of observations	49	100,0	51	100,0	42	100,0

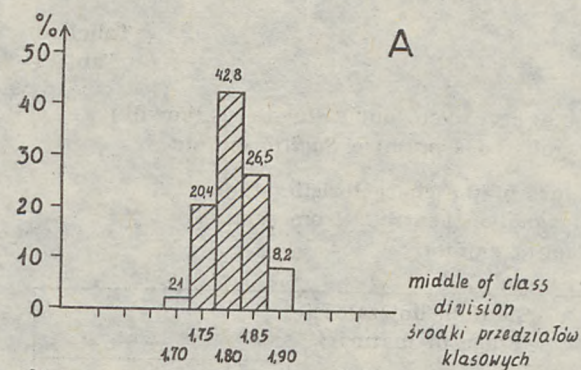
Dane te umożliwiają oszacowanie średniej prawdziwej, czyli średniej z populacji.

Korzystając z centralnego twierdzenia granicznego, w myśl którego przy dużej liczebności próby rozkład średniej można ze znaczną dokładnością aproksymować za pomocą rozkładu normalnego, zgodnie z wzorem

$$(a) \quad z = \frac{\bar{x} - \mu}{s}$$

układa się prostą nierówność:

$$(b) \quad \bar{x}_N - z_{\alpha} \frac{SN}{2\sqrt{N}} < \mu < \bar{x}_N + z_{\alpha} \frac{SN}{2\sqrt{N}}$$



Ryc. 2. Empiryczny rozkład średniej z próby

A, B, C — histogramy kolejno dla III, II, I stadium dojrzałości

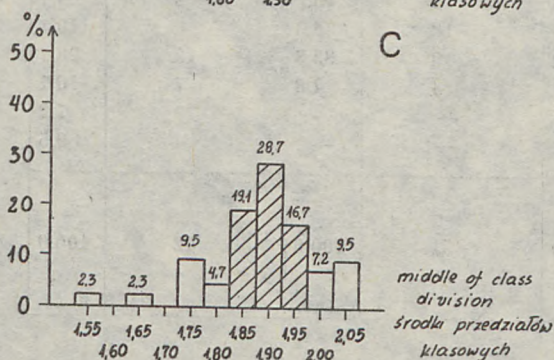
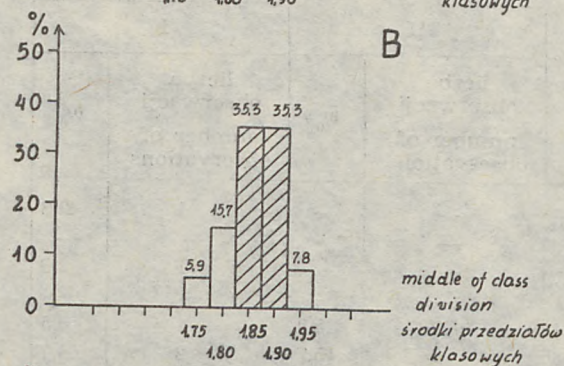


Fig. 2. Empiric mean distribution from sample

A, B, C — consecutive histograms for stages III, II, I of maturity

gdzie: \bar{x}_N — średnia ogólna
 s_N — odchylenie standardowe
 N — licznosc próby ogólnej
 μ — szacowana średnia z populacji
 $\frac{z \alpha}{2}$ — jednostki standardowe dane w tablicach standardowego rozkładu normalnego na poziomie istotności α .

Przy stopniu ufności 0,95 przedziały ufności, w których zawarta jest prawdziwa średnia, kształtują się następująco:

III stadium dojrzałości	$1,74 < \mu < 1,88$
II „ „	$1,79 < \mu < 1,93$
I „ „	$1,80 < \mu < 1,98$

Celem dokładniejszego sprecyzowania wielkości różnicy między średnią z próby a średnią z populacji, zastosowano obok wyżej omówionej analizy, również twierdzenie Czebyszewa [1]. W ten sposób wyznaczono prawdopodobieństwa, wskazujące, że różnice między średnimi nie będą większe od dwóch odchyłeń standardowych rozkładu średniej z badanej próby, wynoszących zgodnie z wzorem:

$$(c) \quad 2\sigma_{\bar{x}} = 2 \frac{S_N}{N} \quad (\text{oznaczenia jak przy wzorze (b)})$$

W wyniku dokonanych obliczeń uzyskano następujące wartości dla osobników pozostających w poszczególnych stadiach dojrzałości:

stadium dojrzałości	$2\sigma_{\bar{x}}$	prawdopodobieństwo
III	0,07	0,9586
II	0,07	0,9452
I	0,09	0,9512

Uzyskane dane przedstawiono również w formie graficznej na wykresie (ryc. 3A, B, C). Z analizy uzyskanych wartości wynika, że w przypadku III stadium dojrzałości około 96% średnich z prób nie będzie się różniło od średniej z populacji o więcej niż 0,07, czyli przypadnie na wcześniej już obliczony przedział 1,74—1,88. Zgodność tę można sprawdzić podstawiając wartość 0,07 jako równą $\bar{x} - \mu$, do uprzednio podanego wzoru (a). Postępując analogicznie, można obliczyć, że dla II i I stadium procenty te wyniosą około 95%.

Dalsze badania podjęte w niniejszej pracy zmierzały do uzyskania odpowiedzi na pytanie, czy zaobserwowane różnice między średnimi z prób dla poszczególnych stadiów dojrzałości można przypisać przypadkowi, czy też nie.

W tym celu posłużono się wzorem na błąd standardowy różnicy dwóch średnich:

$$(d) \quad Z = \frac{\bar{x}_{N_1} - \bar{x}_{N_2}}{\sqrt{\frac{s_{N_1}^2}{N_1} - \frac{s_{N_2}^2}{N_2}}}$$

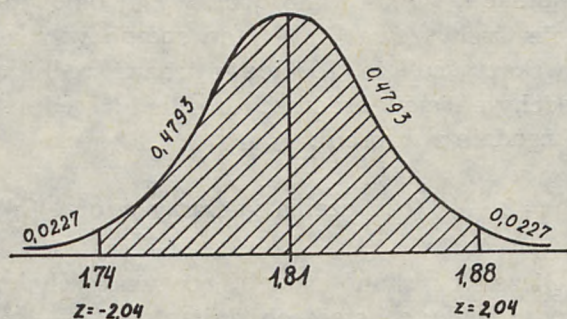
gdzie:

$$\left. \begin{array}{l} \bar{x}_{N_1}; \bar{x}_{N_2} \text{ — średnie z prób ogólnych} \\ s_{N_1}^2; s_{N_2}^2 \text{ — odchylenia standardowe} \\ \text{z prób ogólnych} \\ N_1; N_2 \text{ — liczności prób ogólnych} \end{array} \right\} \text{ dla poszczególnych} \\ \text{stadiów dojrzałości}$$

co pozwoliło na porównanie średniej obliczonej dla III stadium dojrzałości (\bar{x}_{III}), kolejno ze średnimi dla II (\bar{x}_{II}) i I (\bar{x}_I) stadium dojrzałości.

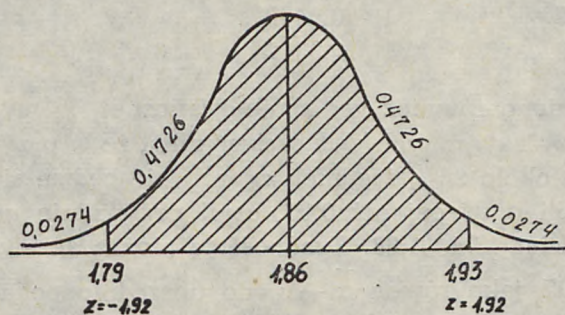
A

Ryc. 3. Teoretyczny rozkład średniej z próby



A, B, C — krzywe rozkładu normalnego wystandaryzowanego, kolejno dla III, II, I stadium dojrzałości

B



C

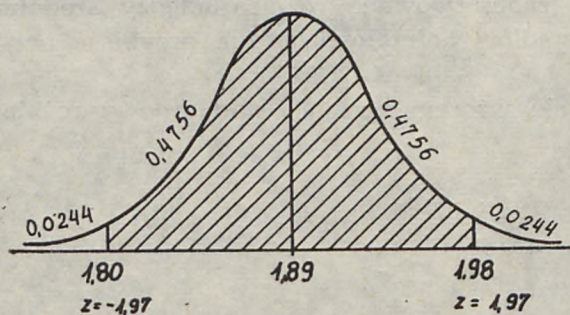


Fig. 3. Theoretical mean distribution from sample

A, B, C — curve of standardized normal distribution, consecutive for stages III, II, I of maturity

W obu wypadkach hipotezy zerowe brzmiały podobnie, tzn.: na poziomie istotności 0,025 $\bar{x}_{III} = \bar{x}_{II}$ i $\bar{x}_{III} = \bar{x}_I$. Obliczone wartości Z kształtowały się następująco:

średnie porównywane	wartość Z
\bar{x}_{III} i \bar{x}_{II}	-0,31
\bar{x}_{III} i \bar{x}_I	-0,75

Wobec tego, że wartości te są wyższe od $-Z_{0,025} = -1,96$, należy przyjąć hipotezę zerową i uznać istniejące różnice między średnimi za mało istotne i przypadkowe, co w świetle poprzednich rozważań można również odnieść do średnich z populacji.

W związku z tym, średnią arytmetyczną ze średnich ogólnych, równą w przybliżeniu 1,85, można uznać za w znacznym stopniu prawdziwą wartość badanego stosunku $\frac{\text{długość całkowita}}{\text{odległość ganglion ventralis od septum}}$

Na uwagę zasługuje także zmienność badanej cechy w próbach, które reprezentują populację danego gatunku. Najczęściej stosowaną miarą zmienności względnej jest współczynnik zmienności

$$(e) \quad V = \frac{s_N \cdot 100}{\bar{x}_N} \quad (\text{oznaczenia jak przy wzorze (b)})$$

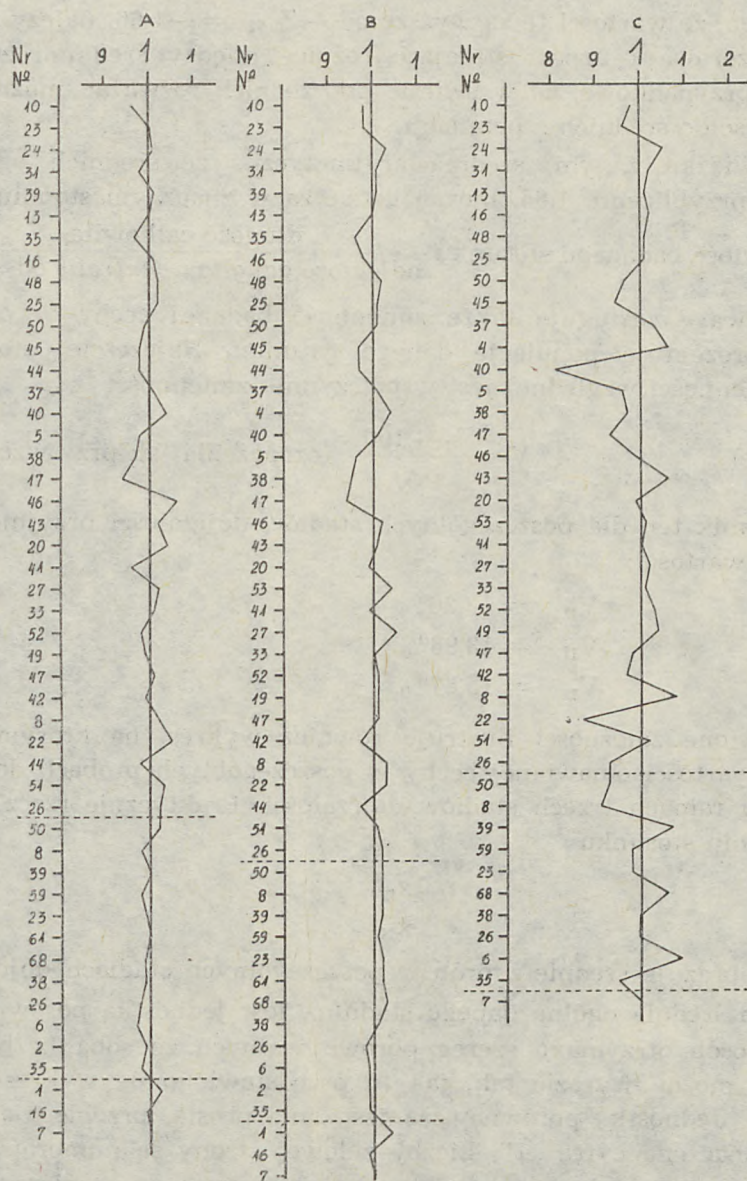
Współczynnik ten dla poszczególnych stadiów dojrzałości przyjmuje następujące wartości:

$$\begin{aligned} V_{III} &= 13,26\% \\ V_{II} &= 13,98\% \\ V_I &= 15,87\% \end{aligned}$$

Omówione zależności ilustruje również wykres, na którym porównano wartości omawianej cechy w poszczególnych próbach do próby ogólnej, w ramach trzech stadiów dojrzałości. Praktycznie rzecz polega na obliczeniu stosunku

$$\frac{\bar{x}_n}{\bar{x}_N}$$

gdzie \bar{x}_n obrazuje średnie z prób w poszczególnych stadiach dojrzałości, a \bar{x}_N , jako średnia ogólna danego stadium, jest jednostką porównawczą. W ten sposób otrzymano szereg porównywalnych ze sobą liczb, które graficznie można wyrazić tak, jak to przedstawiono na wykresie (ryc. 4A, B, C). Jednostką porównawczą jest linia prosta, przebiegająca pionowo i oznaczona cyfrą „1”. Liczby z lewej strony są numerami poszczególnych prób, ułożonych kolejno od najwyższych do najniższych szerokości geograficznych. Jak łatwo zauważyć, otrzymana linia łamana nie odbiega zanadto od linii prostej, czyli omawiana cecha nie wykazuje specjalnie dużej zmienności, mimo że próby pochodzą z dość rozległego terenu i zbierane były w trzech sezonach. Stosunkowo największe odchylenia od pionu w przypadku I stadium dojrzałości (ryc. 4C), należy tłumaczyć tym, że obserwacje były prowadzone na osobnikach niedojrzałych, często bardzo małych, co wpływało na zwiększenie błędu pomiaru. W tym leży również przyczyna większego rozrzutu empirycznego rozkładu średniej w I stadium, w porównaniu z III i II (ryc. 2C).



Ryc. 4. Graficzne przedstawienie stosunku wartości średnich uzyskanych dla badanej cechy z poszczególnych prób (linia łamana) w odniesieniu do wartości średniej z wszystkich prób (linia pionowa)

A, B, C — wykresy kolejno dla III, II i I stadium dojrzałości; Nr — numer kolejnej próby
 linia oddzielająca sezony, w których były pobierane próby.

Fig. 4. Graphic presentation of the relationship of mean values obtained from each sample for the characteristic studied (broken line) as compared with the mean value from all samples (vertical line)

A, B, C — consecutive graphs for stages III, II, I of maturity; No. consecutive of sample
 line separating the seasons in which the samples were taken.

Podsumowując uzyskane wyniki można powiedzieć, że:

1. Empiryczny rozkład średniej z próby zbliżony jest do teoretycznego rozkładu średniej (ryc. 2 i 3).
2. Średnie z prób ogólnych dla poszczególnych stadiów dojrzałości nie różnią się w zasadniczy sposób od średniej z populacji.
3. Średnie ogólne z poszczególnych stadiów dojrzałości, a tym samym i średnie prawdziwe, nie wykazują istotnych różnic między sobą, czyli można przyjąć, że stosunek długości całkowitej do odległości *ganglion ventralis* od *septum* wynosi około 1,85.
4. Współczynnik zmienności oraz metoda graficznego porównywania średnich świadczy o stosunkowo niedużej zmienności omawianej cechy.
5. W świetle uzyskanych wyników, można uznać wartość stosunku: długość całkowita do odległości *ganglion ventralis* od *septum*, równą w przybliżeniu 1,85, za cechę gatunku *Sagitta enflata* (Grassi).
6. Wielkość ta umożliwia identyfikowanie populacji *S.enflata* na podstawie prób zbieranych w różnych rejonach i przy użyciu różnych środków konserwujących.

JOLANTA KOSZTEYN
University of Gdańsk
Department of Biology — Gdynia

INVESTIGATIONS ON THE POSSIBILITY OF APPLYING
AN ADDITIONAL FEATURE IN THE IDENTIFICATION
OF *SAGITTA ENFLATA* (GRASSI)

Summary

The present paper attempts to answer the question as to whether the ratio: total length: distance of ganglion ventralis from septum, which in the *Sagitta enflata* (Grassi) assumes the value of about 1.85 is sufficiently constant to be accepted as a characteristic of the species. The variability of this feature in the population represented by about 3,300 individuals collected along the N.W. African shelf, continues to be considered.

LITERATURA

REFERENCES

1. Freund J. E., *Podstawy nowoczesnej statystyki*, Warszawa 1968.
2. Gregory S., *Metody statystyki w geografii*, Warszawa 1976.
3. Jentys-Szaferowa J., *Graficzna metoda porównywania kształtów roślinnych*, Kosmos A, 66, 1948—1951, 346—377.
4. Koszteyn J., *The effects of temperature on the occurrence of Sagitta enflata (Grassi) in the waters of the North-West African Shelf*, ICES C. M., 1976, L. 12.
5. Oktała W., *Elementy statystyki matematycznej i metodyka doświadczalnictwa*, Warszawa 1976.
6. Różańska Z., *Studia nad biologią i ekologią Chaetognatha w Bałtyku*, Olsztyn 1971.