

SULLA MORFOLOGIA DI *APORRHAIUS PESPELECANI* (L.):
CONFRONTO TRA QUATTRO POPOLAMENTI

INTRODUZIONE

L'Aprrhais pespelecani (L., 1758) è uno strombaceo comune nella regione Atlantico-mediterranea, con habitat in biocenosi dei fondi detritici costieri o del largo a struttura siltoso-sabbiosa, ovvero siltoso-argillosa (PERES et PICARD, 1964).

La specie è presente talvolta sul piano infralitorale.

Nei mari italiani essa è reperibile dai 10 ai 40 metri in Adriatico (DONATI, 1969), (PARENZAN & STJEPCEVIC, 1980) ed in Tirreno (SETTEPASSI, 1971; TORELLI, 1982); nello Ionio dai 60 agli 80 metri lungo le coste calabre, quanto lungo quelle salentine (PANETTA, 1970).

La specie è caratterizzata da una grossa variabilità che risiede soprattutto nelle digitazioni che ornano il labbro della conchiglia. A tal proposito DONOVAN (1904), FORBES & HANLEY (1853), LOCARD (1892), SETTEPASSI (1971) attribuiscono alla specie quattro digitazioni, compresa quella recante il canale sifonale o digitazione caudale; JEFFREYS (1865) ne attribuisce invece cinque; NORDSIECK (1968) conferma quattro digitazioni, mentre GRANGER (1884) ne attribuisce soltanto tre e CEPIKA (1975) da tre a cinque.

Per queste diversità ed anche per una lunghezza differente della conchiglia, i suddetti autori hanno istituito le seguenti varietà: *minor* (MONTEROSATO, SETTEPASSI, 1971; FONTANNES - PALLARY, 1938); *minor oblongus* (SETTEPASSI, l. c.); *monstr. gigantea* (COEN, 1914, 1933, 1937); *adultus* (MONTEROSATO - SETTEPASSI, 1971); *robustus* (SETTEPASSI, 1971); *elogantus* (SETTEPASSI, l. c.); *obesus* (B.D.D., 1882); *bilobatus* (CLEMENT, 1891); *alterutra robusta* (SETTEPASSI l. c.); *incrassatus* (LOCARD, 1900); *major digitis longis perfecta* (MONTEROSATO l. c.); *digitis tribus* (PHILIPPI,

* Istituto Sperimentale Talassografico del C.N.R. «A. Cerruti» - Via Roma, 3 - 74100 Taranto

1836); *longis digitatus* (MONTEROSATO, 1890); *longispinulus* (MONTEROSATO, 1890); *digitis quatuor obesa* (B.D.D., l. c.); *digitis quator rectis* (PHILIPPI l. c.); *digito-ramosa* (SETTEPASSI, l. c.); *multidigitata* (SETTEPASSI, l. c.); *tri-costata* (SETTEPASSI l. c.); *venetianus longis digitatus* (MONTEROSATO, l. c.); *venetianus Coen anom. digito multiplicata* (SETTEPASSI, l. c.); *venetianus Coen anom. digitis quatuor* (PHILIPPI, l. c.); *digitis quinque* (PHILIPPI, l. c.). Per il colore MONTEROSATO (1890) ha distinto una varietà *rufa* ed una *violacea*; JEFFREYS (l. c.) una *alba*; SETTEPASSI *brunea* e COEN *vinitincta*, (1971) e (1914, 1933).

Ritenere eccessiva la creazione di tante sottospecie e varietà basate unicamente sugli aspetti fenotipici della conchiglia, ha reso necessaria un'analisi morfometrica ed una successiva analisi statistica di diversi popolamenti, con provenienza diversa all'interno del Mediterraneo.

MATERIALI E METODI

Sono stati studiati quattro popolamenti provenienti da:

| | |
|---|------------------|
| Area Scanzano (Golfo di Taranto) | N. esemplari 446 |
| » Bocche di Cattaro (Kotor) Jugoslavia | N. esemplari 35 |
| » Lesina | N. esemplari 397 |
| » Foce del Piave | N. esemplari 76 |

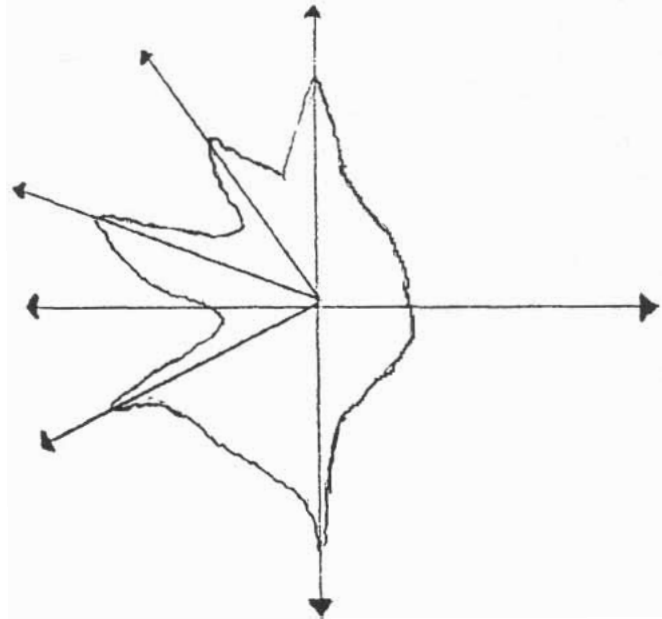


Fig. 1 - Distanze misurate che intercorrono tra le digitazioni, l'apice ed il canale sifonale di *Aporrhais*.

Tabella I

| Località | Varietà o sottospecie | | N. esemplari |
|-----------------------------|------------------------------|--|--------------|
| Cattaro | <i>Aporrhais pespelecani</i> | <i>longispinulus</i> | 1 |
| | » | <i>monodigitata</i> | 1 |
| | » | <i>minor</i> | 3 |
| | » | <i>robustus oblongus</i> | 1 |
| | » | <i>mandarinus</i> | 1 |
| | » | <i>longis digitatus</i> | 25 |
| Foce del Piave | » | <i>alterutra</i> | 3 |
| | » | var. <i>brunea</i> | 6 |
| | » | an. <i>labrata</i> | 3 |
| | » | var. <i>violacea</i> | 2 |
| | » | <i>longis digitatus</i> | 7 |
| | » | <i>monodigitata</i> | 3 |
| | » | <i>alterutra</i> | 13 |
| | » | an. <i>digitis quatuor</i> | 1 |
| | » | <i>minor venetianus</i> | 10 |
| | » | <i>alterutra robusta</i> | 11 |
| | » | <i>gracilis expansilabrus</i> | 4 |
| | » | <i>alterutra robusta</i> an. | |
| | » | <i>adunca</i> | 1 |
| | » | juvenis var. <i>alba</i> | 1 |
| » | <i>incrassatus</i> | 6 | |
| » | juvenis | 8 | |
| Lesina | » | <i>minor</i> | 10 |
| | » | <i>dig. triplicata</i> | 2 |
| | » | an. <i>impositae</i> | 19 |
| | » | <i>digitis quatuor</i> | 2 |
| | » | <i>mono-aculeata</i> | 1 |
| | » | forma tipica | 168 |
| | » | <i>incrassatus</i> | 76 |
| | » | <i>alterutra</i> | 79 |
| | » | juvenis | 8 |
| | » | <i>minor</i> | 15 |
| | » | <i>robustus</i> | 5 |
| | » | <i>monodigitata</i> | 3 |
| | » | <i>venetianus</i> an. <i>impositae</i> | 3 |
| » | <i>alterutra robusta</i> | 1 | |
| » | <i>longispinulus</i> | 4 | |
| » | <i>angulatus protracta</i> | 1 | |
| Scanzano (Golfo di Taranto) | » | forma tipica | 357 |
| | » | <i>robustus</i> | 7 |
| | » | juvenis | 10 |
| | » | <i>longis digitatus</i> | 12 |
| | » | <i>alterutra adunca</i> | 19 |
| | » | an. <i>applicata</i> | 3 |
| | » | <i>venetianus longis digitatus</i> | 16 |
| | » | con forme irregolari | |
| | » | molto variabili | 14 |
| | » | <i>venetianus digitis quatuor</i> | 3 |
| | » | <i>sexadigitata</i> | 1 |
| » | <i>alterutra adunca</i> | 1 | |
| » | an. <i>digito ramosa</i> | 3 | |

La tabella I riporta le classificazioni dei quattro popolamenti. La Figura 1 esemplifica i parametri che sono stati considerati per la

elaborazione dei dati statistici: H = altezza misurata dall'apice all'esterno del canale sifonale; S = spessore; Da = altezza dell'apice misurata a partire dalla terza spira fino all'apice della conchiglia; Da 1 dig = distanza che intercorre tra l'apice e la prima digitazione; Da 1-2 dig = distanza che intercorre tra la prima e la seconda digitazione; Da 2-3 dig = distanza che intercorre tra la seconda e la terza digitazione; Da 3-4 dig = distanza che intercorre tra la terza e la quarta digitazione; L 1 dig = lunghezza della prima digitazione; L 2 dig = lunghezza della seconda; L 3 dig = lunghezza della terza; L 4 dig = lunghezza della quarta.

DISCUSSIONE

Supponiamo di aver definito la misura caratteristica di un parametro di una certa specie. Poichè di tutti gli esemplari a disposizione, appartenenti alla stessa specie, alcuni potranno avere la misura dello stesso parametro differente da quella caratteristica: per difetto, per eccesso o addirittura uguale, si può a ragione ritenere che in una serie di misurazioni come quelle sopracitate il valore più probabile caratteristico del parametro che individua la specie sia la media aritmetica di tutte le misurazioni.

Definiremo scarto la differenza positiva o negativa tra il valore misurato ed il valore medio.

Date 954 conchiglie e per ciascuna di queste 11 parametri misurabili, supposto di avere allora 954 «esperimenti» relativi a ciascun parametro (dove per «esperimento» si intende la misura calcolata di un parametro), definiremo «evento» il fatto che alcuni di questi esperimenti diano misure comprese o meno entro certi limiti. Scelto dunque un parametro, ragioneremo per questo ed il discorso varrà anche per tutti gli altri dieci.

Considerato il grande numero di esperimenti, per l'attribuzione dei valori di probabilità si ricorrerà alla cosiddetta «legge empirica del caso», per cui: «la probabilità di un evento sarà data al limite della frequenza dell'evento al tendere all'infinito del numero degli esperimenti».

Chiameremo «variabile aleatoria» la funzione che fa corrispondere ad ogni esperimento effettuato la relativa misura: poichè ad ogni valore della variabile aleatoria corrispondono tutti gli esperimenti a risultato uguale e quindi un evento, si farà corrispondere ad ogni evento un valore di probabilità, definendo così la cosiddetta «distribuzione di probabilità».

Sono stati quindi calcolati i «momenti» del primo ordine, lo scarto, il momento centrale del secondo ordine e lo standard deviation della succitata distribuzione. Il momento del primo ordine ci darà indicazioni sulla «tendenza centrale» della distribuzione di probabilità. Il momento

centrale del secondo ordine (varianza) ci darà indicazioni sulla probabilità della entità degli scarti. Infine lo standard deviation ci fornirà un'indicazione dell'entità della dispersione dei valori della variabile aleatoria attorno al suo valore medio.

La variabilità morfologica di crescita di una digitazione come fatto biologico può ritenersi l'effetto di numerose cause (pH, salinità, temperatura, ecc.). Ciascuna causa si ritiene abbia distribuzione qualunque di probabilità, considerato che per una distribuzione di probabilità la cui variabile aleatoria è somma di più variabili, vale la cosiddetta «proprietà asintotica», per cui quanto più è grande il numero delle variabili sommate, tanto più la distribuzione somma tende a quella «normale», ovvero «di Gauss». Pertanto si potrà a ragione ritenere che la distribuzione di probabilità relativa alle osservazioni sulle misure di ciascun parametro è una distribuzione di Gauss. Risulterà allora possibile calcolare la probabilità che ha la variabile aleatoria (misura di un parametro) di assumere valori compresi tra due limiti qualsiasi. In particolare, determinato il valore medio della distribuzione, sarà possibile calcolare la probabilità che ha la variabile di assumere valori compresi in una fascia simmetrica rispetto allo stesso valore medio, ovvero la probabilità che lo scarto non superi in valore assoluto un certo limite. Non solo, ma facendo appello al cosiddetto «Lemma di Tchebycheff», valutati i momenti del primo e del secondo ordine, si potrà affermare che la probabilità di un evento del tipo: «lo scarto che è compreso in un fascia $\pm a$ attorno al valore medio, ha un limite inferiore funzione esclusivamente della varianza e dell'entità dell'intervallo di variabilità:

$$P_{(x)} > 1 - \frac{\sigma(x)}{a^2}$$

E' chiaro che tale limite è utile quando $a > \sigma(x)$.

Allora, scelto un parametro si calcolerà il valore medio e definita una fascia di valori intorno ad esso, si valuterà la probabilità di ottenere misurazioni comprese in questa fascia, ovvero la probabilità che ha quell'individuo di appartenere alla specie che ha quel valore x come valore medio.

Considerato che degli 11 parametri definiti alcuni sono, per la loro importanza, più caratterizzanti la specie di altri, si assegneranno a questi, diversi pesi di importanza e precisamente per i parametri Da 1 dig, Da 1-2dig, Da 3-4 dig, peso, il 16% rispettivamente; per L 1dig, L 2dig, L 3dig, L 4dig, l'8% rispettivamente ed infine per Da, H ed L il 4% rispettivamente.

Operativamente per calcolare la probabilità complessiva che ha uno dei 954 individui di appartenere alla specie *A. pespelecani* e di non essere una varietà distinta, si valuteranno per ciascun «parametro» di misura

\bar{x} rilevata, lo scarto rispetto al valore medio, la probabilità relativa $P_{(x)}$, e quella pesata relativa all'importanza di ciascun parametro. Di queste se ne farà la somma.

ESEMPIO: Individuo N. 439 che ha i seguenti valori rilevati dei parametri: H = 5,1 cm; S = 1,6 cm; Da = 0,7 cm; Da 1 dig = 1,1 cm; Da 1-2 dig = 1,5 cm; Da 2-3 dig = 1,6 cm; Da 3-4 dig = 3,1 cm; L 1 dig = 1,1 cm; L 2 dig = 1,3 cm; L 3 dig = 1,5 cm; L 4 dig = 1,2 cm.

Dopo aver calcolato gli scarti ϵ rispetto ai valori medi, calcoleremo le $P_{(x)}$.

$$P_{(H)} = 84,8\% \text{ (altezza)}$$

$$P_{(Da \text{ dig})} = 63,7\% \text{ (dist. apice a 1â digitazione)}$$

$$P_{(Da3 - 4 \text{ dig})} = 5,6\% \text{ (dist. apice a 3/4â dig.)}$$

$$P_{(L3 \text{ dig})} = 49,8\% \text{ (lunghezza 3â dig.)}$$

Risultando le probabilità di appartenenza alla specie *A. pespelecani* degli altri parametri uguali ad 1, si calcola la probabilità totale che la conchiglia classificata al N. 439 appartenga alla specie succitata:

$$P_{(439)} = 0,848 \times 0,04 + (0,637 + 0,056) \times 0,16 + (0,498 + 3) \times 0,08 + 0,04 + 2 = 2 \times 1,6 + 82\%.$$

CONCLUSIONI

Dall'analisi statistica dei dati risulta ragionevole assumere come appartenenti alla specie *A. pespelecani* quegli individui, i cui valori parametrici diano valutazioni complessive di probabilità di appartenenza maggiore od uguale a 50%.

Pertanto, avendo verificato che le probabilità complessive relative a tutti gli individui sono di gran lunga contenute tra l'80 ed il 95%, si può affermare che essi non costituiscono varietà a sè stanti od ecotipici, bensì appartengono alla specie *A. pespelecani*.

RINGRAZIAMENTI

Si ringrazia il Prof. P. PARENZAN Direttore della Stazione di Biologia Marina di Porto Cesareo (LE) per aver fornito i tre popolamenti che non provengono dal Golfo di Taranto e l'Ing. G. PALMITESTA per l'elaborazione statistica dei dati.

Si ringrazia inoltre il dr. M. PASTORE dell'Istituto Sperimentale Talassografico per aver fornito il popolamento dell'area di Scanzano.

A B S T R A C T

The author has analysed 954 specimens, some of which presented remarkable morphological variations, but by a statistical analysis effected, it has come out that they all belong to the species *A. pespelecani*.

Key-words: *Aporrhais*, morphology, stock analysis, Mediterranean sea.

B I B L I O G R A F I A

- ADAMS, H. & ADAMS, A. (1858) - The Genera of Recent Mollusca. London, J. V. Voorst Paternoster Row, 3 vv., pp. 280.
- BUCQUOY, E. & DAUTZENBERG, P. (1882) - Les mollusques marins du Roussillon, pp. 217
- CEPIKA, A. (1975) - A concise Guide in colours. Shells of Britain and Europe. Hamlyn ed., pp. 108
- DONOVAN, E. (1804) - The natural History of British Shells, 5 vv., pl. IV, fig. 4.
- FORBES, E. & HANLEY, S. (1853) - A history of British Mollusca and their shells. London, J.V. Voorst Paternoster Row, 4° V., pp. 185.
- FRETTER, V. & GRAHAM, A. (1962) - British Prosobranch Molluscs. pp. 648.
- GORDON, E. & BEEDHAM, B. (1972) - Identification of British Mollusca. Hilton Publ. Ltd., pp. 50.
- GRANGER, A. (1884) - Histoire naturelle de la France. Mollusques (Céphalopodes, Gastéropodes). Paris, Emille Deyrolle, pp. 111-112.
- JEFFREYS, J. G. (1865) - British conchology. The Mollusca. London, J. Van Voorst Paternoster Row, vol. 3°/4°. pp. 201, 188, 186.
- KERMARREK-LABISSE, N. (1968) - Note sur des *Aporrhais pespelecani* L. (Mollusque Gastéropode marin) provenant de l'Adriatique et recueillis vivants a Ostende. Bull. du Mus. Nat. d'Hist. Nat., 2^a Serie, Tome 39, N. 5, 1967 (68), pp. 968-969.
- KOBELT, W. (1887) - Iconographie der schalentragenden europäischen Meeresconchylien. Verlag von T. Fischer. 3° v., pp. 11-23.
- LOCARD, A. (1892) - Les coquilles marines des cotes de France. Description des Familles, genres et especes. Ed. Bailliere et fils, pp. 123-124.
- LOCARD, A. (1899) - Les coquilles marines au large des côtes de France. Faune pélagique et faune abyssale. Libr. J. B. Bailliere et fils, pp. 68-123.
- McMILLAN, N. (1973) - British shells. F. Warne & Co.Ltd., London; 1968, reprint 1973. pp. 45.
- NORDSIECK, F. (1968) - Die Europäischen Meeres-Gehäuseschnecken (Prosobranchia) von Eismeer bis Kapverden und Mittelmeer. pp. 96.
- PANETTA, P. (1970) - Molluschi del Golfo di Taranto raccolti durante la crociera dell'«Albatros», Estr. da Mus. Civ. St. Nat. di Genova, V. LXXVII, pp. 158.

- PARENZAN, P. (1970) - Carta d'identità delle conchiglie del Mediterraneo. 3 vv. Taranto, Bios Taras Ed., V. 1°, pp. 141-143.
- PARENZAN, P. & STJEPCEVIC, J. (1980) - Il Golfo delle Bocche di Cattaro - Condizioni generali e biocenosi bentoniche con carta ecologica delle sue due baie interne: di Kotor (Cattaro) e di Risan (Rissano). Estr. da *Studia Marina*, 9-10. pp. 63-76-130-78.
- SETTEPASSI, A. (1971) - Atlante malacologico dei molluschi marini del Mediterraneo. Ed. Univag Roma. vol. 2° (numer. irregolare). Tav. 1/8 pp. XV - XXII.
- WEINKAUFF, H. C. (1867) - Die conchylien des Mittelmeeres, ihre geographische und geologische verbreitung. Band 1. Mollusca acephala. Cassel V. V. Fischer pp. 148.