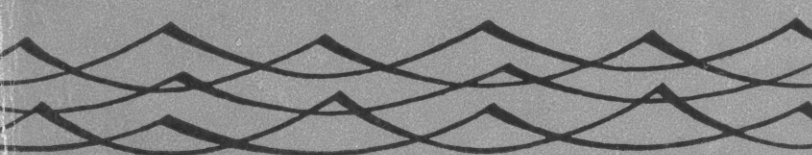
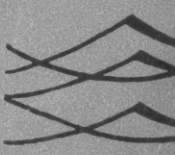


1969
2

ГИДРОБИОЛОГИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ



2
1969



ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ СБОРОВ ЗООПЛАНКТОНА

А. А. СТРОГОНОВ, А. В. КОВАЛЕВ

(Институт биологии южных морей АН УССР, Севастополь)

Общепринятые методы количественных сборов и обработки зоопланктона не позволяют судить о степени достоверности получаемых данных. Стандартные методики предусматривают определение численности и биомассы зоопланктона на океанографических станциях по данным разового взятия проб в стандартных слоях. Однако неравномерное распределение зоопланктона [1, 2, 9, 10] и постоянное перемещение его скоплений течениями дают основание считать, что данные единичных сборов зачастую могут значительно отклоняться от средних величин численности и биомассы зоопланктона в том или ином районе. Имея в виду, что получаемые результаты — количество организмов в определенном объеме воды — являются случайными величинами, необходимо производить статистическую оценку их точности.

Попытки оценить точность данных количественного изучения зоопланктона делались неоднократно [3, 5—8, 11, 12, 14, 15]. Однако в одних работах [11, 12, 14] обсуждается лишь вопрос о репрезентативности данных однократного взятия проб на каждой станции для описания количественного распределения планктона; в других [3] — оценка точности подсчета планктона в пробе производится по общепринятой методике: организмы просчитывают лишь в небольшой части пробы. При попытке же оценить точность обоих этапов количественного изучения зоопланктона [8, 15] в процессе статистической обработки материала упускались некоторые моменты. В частности, вариационные ряды составляли из средних по двум подсчетам в каждой пробе. Правильнее было бы оперировать с рядами значений отдельных подсчетов. Кроме того, в указанных работах не вычислялась абсолютная погрешность сбора и обработки планктонных проб — доверительный интервал, что снижает их ценность.

Анализируя литературные данные, Г. Германн [13] пришел к выводу о необходимости унификации методов количественного учета планктона с применением математической статистики и выявления достоверности получаемых результатов. Этот вывод подтверждает целесообразность предпринятых нами поисков способа оценки данных количественных сборов зоопланктона.

В тех случаях, когда анализы проводятся без повторностей, Е. А. Дмитриев [4] предложил предварительно статистически оценивать результаты их на значительном экспериментальном материале. В основу метода положено выражение генерального среднего (M) через одно значение анализируемого свойства (v) и доверительный интервал:

$$M = v \pm tm_v, \quad (1)$$

$$m_v = S \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \quad (2)$$

(S — стандартное отклонение, полученное из n — предварительных повторных анализов, v — варианта, t — величина, зависящая от вероятности — P и числа степеней свободы — f).

Для случая, когда на окончательный результат поэтапно влияет несколько ошибок, как это имеет место в количественных исследованиях планктона, рекомендуем оценивать его на r пробах. Последние отбирают на одной станции и просчитывают с повторностями. Тогда стандартное отклонение

$$S_{\Sigma} = \sqrt{\frac{\sum (v - M)^2}{\sum n - r}}. \quad (3)$$

Выражение (2) принимает вид:

$$m_v = S_{\Sigma} \sqrt{1 + \frac{1}{\sum n}}. \quad (4)$$

Число степеней свободы для данного случая $f = \sum n - 2$.

Мы попытались применить изложенный метод для оценки результатов количественных исследований зоопланктона.

Генеральное среднее, определенное из l подсчетов в пробе, равно:

$$M_l = v_l \pm t m_{v_l}.$$

Если сложить почленно l этих уравнений и разделить сумму на l , то

$$\bar{M} = \frac{v_1 + v_2 + \dots + v_l}{l} \pm t \frac{m_M}{l}, \quad (5)$$

где

$$m_M = \sqrt{m_{v_1}^2 + m_{v_2}^2 + \dots + m_{v_l}^2}. \quad (6)$$

Стандартные отклонения, как показывают расчеты, не зависят от выборочных средних и характеризуют метод во всем диапазоне. Поэтому

$$m_{v_1} = m_{v_2} = \dots = m_{v_l},$$

а выражения (5) и (6) перепишутся в виде:

$$m_M = m_v \sqrt{l}, \quad (7)$$

$$\bar{M} = \frac{v_1 + v_2 + \dots + v_l}{l} \pm \frac{\sqrt{l}}{l} m_v. \quad (8)$$

Для стандартной методики сбора и обработки зоопланктона уравнение (8) примет вид:

$$M = \frac{v_1 + v_2}{2}. \quad (9)$$

Число степеней свободы для нахождения t в этом случае

$$f = 2(\sum n - r).$$

В исследованиях планктона ставится ряд задач по статистической оценке точности полученных результатов. Основные из них: нахождение доверительных интервалов истинной численности организмов (вычисляется по формуле 9), сравнение численности одного и того же и различных видов.

Для статистически обоснованного утверждения сравнимости двух величин численности организмов нужно показать, что разность их с определенной вероятностью не равна нулю:

$$d_M = \bar{M}' - \bar{M}''; \quad (10)$$

ошибка этой разности

$$m_{dM} = \sqrt{\left(\frac{m_{M'}}{l}\right)^2 + \left(\frac{m_{M''}}{l}\right)^2},$$

или, учитывая (7):

$$m_{dM} = \sqrt{\frac{1}{l} (m_{v_1}^2 + m_{v_2}^2)}. \quad (11)$$

При $l=2$ и $m_{M'} = m_{M''}$

$$m_{dM} = m_v. \quad (12)$$

Разность достоверна при

$$\frac{d_M}{m_{dM}} \geq t. \quad (13)$$

Если метод предварительно оценен, то есть известна m_v , минимальная разность равна:

$$d_{M_{min}} = t m_{dM} = t \sqrt{\frac{1}{l} (m_{v_1}^2 + m_{v_2}^2)}. \quad (14)$$

Для случая $l=2$ и $m_{v_1} = m_{v_2}$

$$d_{M_{min}} = t m_v. \quad (15)$$

Величину t устанавливаем по таблицам, входом в которые служат требуемая вероятность — P и число степеней свободы:

$$f = 4(\sum n - r).$$

Материал собран в Черном море у Севастополя (в 4 милях от мыса Херсонес) 8 июля и 27 октября 1967 г. Оба раза в полдень при штилевой и солнечной погоде в течение получаса сетью Джеди (диаметр входного отверстия 36 см) выполнено по десять вертикальных ловов в слое 0—10 м. В первом случае сеть была оборудована мельничным ситом № 29, во втором — № 49. Каждую пробу сгущали до 100 мл и тщательно перемешивали. Количество планктонных организмов просчитывали в двух штемпель-пипетках объемом 1 мл. В одной из десяти проб каждой серии животных, кроме того, просчитывали в десяти штемпель-пипетках. Вычислены средние M_z , стандартные отклонения (S_z) и ошибка среднего (m_v). С помощью выражений (9) и (15) составлен статистический паспорт метода (табл. 1).

Полученные данные позволяют определить доверительный интервал выборочного среднего и величины минимальной достоверной разности для сравнения численности организмов как одного, так и различных видов.

Приведем примеры использования статистического паспорта. Исходными данными служит численность организмов зоопланктона в одной из проб (экз/мл).

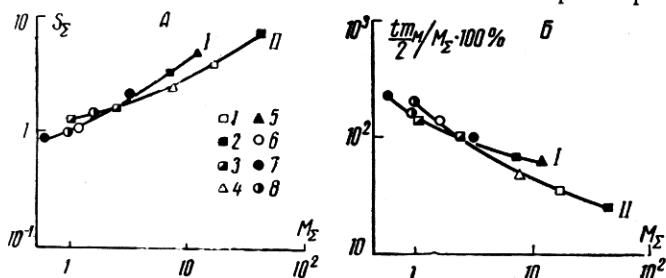
Пример 1. Численность *E. spinifera* — 13 и 8 экз/мл. Генеральное среднее по выборочному среднему и его доверительному интервалу

$$\bar{M} = 10,5 \pm 7,1.$$

Найденная величина абсолютной погрешности — доверительного интервала — показывает, что в 95 случаях из 100 все возможные количества *E. spinifera* будут лежать в пределах от 3,4 до 17,6 (в расчете на 1 мл).

Пример 2. Сравним выборочные средние численности *E. spinifera* в двух пробах: $d_M = \bar{M}' - \bar{M}'' = 10,5 - 6,5 = 3,5$. При $P = 0,95$ $d_{M_{\min}} = 9,9$. Поскольку $d_M < d_{M_{\min}}$, количество *E. spinifera* в этих пробах при данной вероятности значимо не отличается.

Статистический паспорт применим только для стабильных условий. При изменении сезона, места работ, толщины облавливаемого слоя, орудия лова и других условий статистические параметры несколько



Зависимость стандартного отклонения (А) и доверительного интервала (Б) — в % от генерального среднего) от генерального среднего. $P = 0,95$.

I — сборы 8 июля, II — 27 октября 1967 г.

1 — *O. nana*, 2 — *P. parvus*, 3 — *A. clausi*, 4 — *P. avirostris*, 5 — *E. spinifera*, 6 — *E. tergestina*, 7 — *Sagitta* sp., 8 — *O. dioica*.

изменяются. Об этом свидетельствуют результаты обработки двух серий проб зоопланктона и построенные по ним графики вида $S_x = f(M_x)$ (см. рисунок, А) и $\Omega = f(M_x)$ (см. рисунок, Б), где

$$\Omega = \frac{tm_M}{2} / M_x \cdot 100\%$$

(доверительный интервал в процентах от среднего при выборке $\Sigma n = 30$ и уровне значимости 95%).

При увеличении среднего стандартное отклонение возрастает (см. рисунок, А), а доля абсолютной погрешности уменьшается (см. рисунок, Б).

Отмеченная зависимость свидетельствует о том, что доверительный интервал (и стандартное отклонение) является функцией численности организмов независимо от их видовой принадлежности. Отсюда следует, что с помощью подобных графиков можно получить довери-

Статистический паспорт стандартной методики

Вид	$M_x = \frac{v_1 + v_2 + \dots + v_n}{\Sigma n}$	ΣC	$S_x = \sqrt{\frac{\Sigma C}{\Sigma n - 2}}$	$m_v = S_x \sqrt{1 + \frac{1}{\Sigma n}}$	$\frac{m_M}{2} = 0,71 m_v$	Доверительный интервал выборочного среднего, $\frac{tm_M}{2} = 0,71 tm_v$ $f = 2(\Sigma n - r) = 40$		
						0,90	0,95	0,99
<i>Evadne spinifera</i>	11,86	475,42	4,85	4,93	3,50	5,9	7,07	9,45
<i>Paracalanus parvus</i>	7,05	188,82	3,38	3,34	2,37	4,0	4,80	6,40
<i>Acartia clausi</i>	2,45	54,28	1,65	1,71	1,21	2,0	2,45	3,27
<i>Evadne tergestina</i>	1,15	23,18	1,08	1,12	0,80	1,3	1,62	2,16
<i>Oicopleura dioica</i>	0,95	20,38	1,01	1,04	0,74	1,2	1,50	2,00
<i>Sagitta</i> sp.	0,59	15,42	0,88	0,94	0,67	1,1	1,35	1,81

тельные интервалы для других видов зоопланктона при условии, что их средние лежат в расчетном диапазоне. Наблюдаемое несовпадение кривых (см. рисунок), возможно, связано с некоторыми различиями в условиях экспериментов.

Приведенные расчеты статистических характеристик относятся к численности организмов в 1/100 пробы. Конечной же целью сбора и обработки проб является получение величин биомассы и численности организмов в определенном объеме воды. Эти данные рассчитывают по следующим соотношениям:

$$F_i = M_i \frac{v}{\pi r_i^2 h}, \quad (16)$$

$$F = \sum_{i=1}^m F_i = \frac{v}{\pi r_i^2 h} \sum_{i=1}^m M_i, \quad (17)$$

$$B_i = F q_i, \quad (18)$$

$$B = \sum_{i=1}^m B_i = \sum_{i=1}^m F q_i, \quad (19)$$

(F_i — численность организмов i — вида в 1 м³, F — суммарная численность всех организмов в 1 м³, B_i — биомасса i — вида, B — суммарная биомасса всех видов, m — количество видов в пробе, M_i — средняя численность i — вида, v — объем, до которого концентрируется или разбавляется проба, например, 100 мл, r_i — радиус входного отверстия планктонной сети, h — высота профильтрованного столба воды, q_i — индивидуальный вес i — вида).

Величины, входящие в правые части выражений (16) — (19), можно считать постоянными, за исключением M_i и q_i . Дело в том, что в таблицах средних весов планктонных организмов статистические параметры этих средних не приводятся. Кроме того, индивидуальный вес планктонных животных изменяется по сезонам. Эти обстоятельства несколько снижают достоверность полученных результатов. Для простоты записи обозначим

$$\frac{v}{\pi r_i^2 h} = \lambda \text{ и } t \frac{\sqrt{l}}{l} m_{v_i} = \beta_i$$

Таблица 1

количественного сбора и обработки зоопланктона

Минимальная разность, $d'_{M_{min}} = t m'_{d_M} = t \sqrt{\frac{m_1^2 + m_2^2}{2}} ; f = 4(\Sigma n - r) = 80$

<i>E. spinifera</i>			<i>P. parvus</i>			<i>A. clausi</i>			<i>E. tergestina</i>			<i>O. dloica</i>			<i>Sagitta</i> sp.		
0,90	0,95	0,99	0,90	0,95	0,99	0,90	0,95	0,99	0,90	0,95	0,99	0,90	0,95	0,99	0,90	0,95	0,99
8,2	9,9	13,1															
6,9	8,3	11,0	5,6	6,6	8,8												
6,0	7,2	9,6	4,4	5,3	7,1	2,9	3,4	4,5									
5,9	7,0	9,3	4,2	5,0	6,6	2,4	2,9	3,8	1,9	2,2	3,0						
5,8	7,0	9,2	4,1	4,9	6,5	2,4	2,8	3,8	1,8	2,2	2,9	1,7	2,1	2,8			
5,8	7,0	9,2	4,1	4,9	6,5	2,3	2,8	3,7	1,7	2,1	2,7	1,7	2,0	2,6	1,6	1,9	2,5

и перепишем уравнения (16) — (19) с учетом их доверительных интервалов:

$$F_i = \lambda (M_i \pm \beta_i), \quad (20)$$

$$B_i = \lambda q_i (M_i \pm \beta_i), \quad (21)$$

$$F = \sum_{i=1}^m F_i = \lambda \left(\sum_{i=1}^m M_i \pm \gamma \right), \quad (22)$$

$$B = \sum_{i=1}^m B_i = \lambda \left(\sum_{i=1}^m M_i q_i \pm \alpha \right), \quad (23)$$

где

$$\gamma = \sqrt{\sum_{i=1}^m \beta_i^2} \text{ и } \alpha = \sqrt{\sum_{i=1}^m q_i^2 \beta_i^2}.$$

В качестве примера приведен расчет численности и биомассы зоопланктона в одной из проб, взятых 8.VII 1967 г. (табл. 2). Для слоя 0—10 м $F = 1900 \pm 997$ экз., $B = 525 \pm 350$ мг.

Таблица 2

Расчет численности и биомассы зоопланктона и их доверительных интервалов

Вид	$\frac{v_1+v_2}{2}$	$\beta_i = 0,71 m_i v$ $P = 0,95$	F_i		$q_i, \text{мг}$	λq_i	β_i		$q_i^2 \beta_i^2$	q_i^2	$\beta_i^2 q_i^2$
			λM_i	$\lambda \beta_i$			$\lambda q_i M_i$	$\lambda q_i \beta_i$			
<i>Evadne spinifera</i> . .	10,0	7,07	1000	707	0,040	4,0	40,0	28,28	49,98	0,00160	0,07997
<i>Paracalanus parvus</i> .	2,0	4,80	200	480	0,013	1,3	2,6	6,24	23,00	0,00017	0,00391
<i>Acartia clausi</i> . . .	4,0	2,45	400	245	0,029	2,9	11,6	7,10	19,75	0,00084	0,00659
<i>Evadne tergestina</i> . .	0,5	1,62	50	162	0,040	4,0	2,0	6,18	2,62	0,00160	0,00419
<i>Oicopleura dioica</i> . .	1,5	1,50	150	150	0,052	5,2	7,8	7,80	2,25	0,00270	0,00608
<i>Sagitta</i> sp.	1,0	1,35	100	135	0,081	8,1	8,1	11,0	1,82	0,00660	0,01205
Σ			1900				72,1		99,42		0,12279

$$\lambda = \frac{100}{3,14 \cdot 0,18^2 \cdot 10} = 100; \quad \gamma = \sqrt{99,49} = 9,97; \quad \alpha = \sqrt{0,1228} = 0,350$$

В заключение отметим, что мы не ставили своей задачей проведение всестороннего статистического анализа количественных методов исследования зоопланктона. Мы пытались лишь показать необходимость и перспективность рассмотренного метода оценки точности результатов количественного изучения зоопланктона. Полагаем, что этот метод применим также для обработки результатов количественного изучения фитопланктона, бентоса и микроорганизмов.

Установлен единый для всех исследованных видов характер зависимости между средней численностью зоопланктонных организмов и ее доверительным интервалом. Полученные конкретные значения, отражающие эту зависимость, на наш взгляд, применимы в количественных исследованиях зоопланктона.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бродский К. А. 1941. Обзор количественного распределения и состава зоопланктона северо-западной части Японского моря. Тр. ЗИН АН СССР. 7, 2.
2. Его же. 1957. Фауна веслоногих рачков (Calanoida). Изд-во АН СССР. М.—Л.
3. Вельдре С. Р. 1963. Статистическая проверка счетного метода количественного анализа проб. «Примен. мат. мет. в биол.», 11, изд. ЛГУ.
4. Дмитриев Е. А. 1964. О возможности статистической оценки точности результатов анализов, проводимых без повторностей. «Науч. докл. высш. шк.», биол. н., 4.
5. Arstein C. 1905. Die Schätzungsmethode in der Planktonforschung. «Wiss. Meeresunters.», Abt. Kiel, N. F., 8.
6. Barnes H. 1949. A statistical study of the variation in vertical plankton hauls, with special reference to the loss of the catch with divided hauls. «J. Mar. Biol. Ass.», U. K., 28, 2.
7. Gardiner A. C. 1931. The validity of single vertical hauls of the international net in the study of the distribution of the plankton. «J. Mar. Biol. Ass.», N. S., 17.
8. Gardiner A. C. a. Graham M. 1925. The working error of Petersen's young fish trawl. «Great Britain, Ministry of Agriculture and Fish.», Fish. Investigations, series II, 8, 3.
9. Hardy A. 1936. The continuous plankton recorder. «Discovery Rep.», 11.
10. Hardy A. 1944. Ecological investigation with the continuous plankton recorder. «Hull. Bull. Mar. Ecol.», 1, 1.
11. Hensen V. 1887. Über die Bestimmung des Planktons. 5. «Berr. Komm. wiss. Unt. deut. Meer.», 1, 1.
12. Herdman W. A. 1921. Variation in Successive vertical plankton hauls at port Erin. «Trans. Liverpool Biol. Soc.», 35.
13. Hermann H. 1966. Methoden zur quantitativen Erfassung des Planktons. «Limnologia», 4, 2.
14. Lohmann H. 1903. Neue Untersuchungen über den Reichtum des Meeres an Plankton und über die Brauchbarkeit der verschiedenen Fangmethoden. «Wiss. Meeresunt.», Kiel, N. F., 7.
15. Winsor C. a. Walford L. 1936. Sampling variations in the use of plankton nets. «J. Cons. Perm. Expl. Mer.», 11, 2.

Поступила 19.II 1968 г.

УДК 591.1+595.3

РАЗМЕРНО-ВЕСОВАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ЖИВЫХ И ФИКСИРОВАННЫХ ФОРМАЛИНОМ ПРЕСНОВОДНЫХ CLADOCERA

Л. И. ЛЕБЕДЕВА, Е. И. КОЗЛОВА

(Московский госуниверситет)

Для перевода линейных размеров ветвистоусых ракообразных в весовые при изучении их линейного и весового роста, расчете биомассы и продукции необходимо располагать данными относительно веса разных размерных категорий изучаемых видов.

Непосредственное взвешивание ветвистоусых ракообразных при обработке планктонных проб или содержимого кишечника рыб очень трудоемко, а при изучении роста, питания и дыхания живых рачков в продолжающемся эксперименте просто невозможно. Ежедневные измерения длины тела позволяют проводить длительное наблюдение за рачками, поэтому возможность определения веса Cladocera по длине тела имеет большое практическое значение. Указанным способом можно рассчитать вес любой размерной категории независимо от ее численности в пробе.

Имеющиеся в литературе данные относительно сырого веса кладоцер получены на фиксированном формалином материале. Коэффициенты их перевода в живой вес и закономерности изменения веса при фиксации для ветвистоусых ракообразных не известны. В то же время для