

Водные биоресурсы и среда обитания

2023, том 6, номер 2, с. 97–106

<http://journal.azniirkh.ru>, www.azniirkh.ru

doi: 10.47921/2619-1024_2023_6_2_97

ISSN 2618-8147 print, ISSN 2619-1024 online



Aquatic Bioresources & Environment

2023, vol. 6, no. 2, pp. 97–106

<http://journal.azniirkh.ru>, www.azniirkh.ru

doi: 10.47921/2619-1024_2023_6_2_97

ISSN 2618-8147 print, ISSN 2619-1024 online

УДК 597.08

О ВЛИЯНИИ ЛОГАРИФМИРОВАНИЯ ДАННЫХ НА ОЦЕНКУ ДЛИНЫ, ПРИ КОТОРОЙ НАСТУПАЕТ ПОЛОВАЯ ЗРЕЛОСТЬ У РЫБ

© 2023 А. Н. Михайлюк

*Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ФБГНУ «ВНИРО»),
Азово-Черноморский филиал ФБГНУ «ВНИРО» («АзНИИРХ»), Ростов-на-Дону 344002, Россия*

E-mail: a.mikhaylyuk@mail.ru

Аннотация. Для характеристики полового созревания рыб широко используется значение длины, при которой 50 % особей являются половозрелыми. При расчетах обычно применяются непосредственно значения длины рыб без их предварительного логарифмирования. Однако, исходя из теоретических соображений, следует ожидать, что логарифмирование значений длины должно приводить к улучшению качества аппроксимации зависимости доли половозрелых рыб от их длины. Целью данного исследования является проверка гипотезы о том, что логарифмирование способствует улучшению качества аппроксимации данных по созреванию рыб, а также определение практической целесообразности логарифмирования при оценке длины, при которой 50 % особей являются половозрелыми. Исследование проведено по опубликованным данным. Аппроксимация осуществлялась двумя способами: интегралом вероятностей нормального распределения и логистической функцией. При анализе данных с использованием оригинального двухуровневого подхода установлено, что предварительное логарифмирование значений длины статистически значимо улучшает качество аппроксимации. Однако указанная закономерность проявляется лишь при анализе некоторого множества наборов данных. Разница между результатами, полученными при использовании преобразованных и непреобразованных значений длины, невелика и зачастую незначительна. Тем не менее, в некоторых случаях такое различие заметно, что и дает основание рекомендовать логарифмирование значений длины рыб при анализе. Кроме того, показано, что при расчете длины, при которой 50 % особей являются половозрелыми, обе использованные функции подходят для аппроксимации в одинаковой степени.

Ключевые слова: рыбы *Pisces*, методика исследований, длина, половая зрелость

ON THE EFFECT OF LOGARITHMIC TRANSFORMATION OF DATA ON ESTIMATION OF THE LENGTH AT FIRST MATURITY IN FISHES

A. N. Mikhaylyuk

*Russian Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (FSBSI "VNIRO"),
Azov-Black Sea Branch of the FSBSI "VNIRO" ("AzNIIRKH"), Rostov-on-Don 344002, Russia
E-mail: a.mikhaylyuk@mail.ru*

Abstract. To characterize fish sexual maturity, such parameter as the length at which 50 % of individuals are sexually mature is widely applied. The conventional practice is to use the fish length values directly, without their preliminary logarithmic transformation. However, based on theoretical considerations, such logarithmic transformation should be expected to improve the quality of approximation of the relationship between the percentage of mature individuals and their length. This study is aimed at the testing of the hypothesis that logarithmic transformation improves the quality of approximation of the data on fish maturity, as well as at the assessment of practicability and expedience of the logarithmic transformation when estimating the length at which 50 % of the individuals are sexually mature. This research is conducted based on the published data. Approximation was carried out using two methods: by the probability integral of a normal distribution and by the logistic function. Following the data analysis involving an original two-level approach, it has been found out that the preliminary logarithmic transformation of the length values statistically significantly improves the quality of approximation. However, this pattern manifests only in the case of analyzing a certain volume of data sets. The difference between the results obtained using transformed and non-transformed length values is not big and, oftentimes, unsubstantial. Nevertheless, in some cases, such a difference is noticeable, which provides a reason to recommend the logarithmic transformation of the fish length values when conducting the analysis. It is also demonstrated that, during the estimation of the length at which 50 % of the individuals are sexually mature, both tested functions are equally suitable for approximation.

Keywords: fishes *Pisces*, research methods, length, sexual maturity

ВВЕДЕНИЕ

Как известно, для характеристики полового созревания рыб широко используется значение длины, при которой 50 % особей являются половозрелыми [1]. Эта величина далее будет обозначаться LM_{50} . Для оценки LM_{50} используются, как правило, методы, основывающиеся на аппроксимации данных о доле половозрелых рыб в зависимости от их длины логистической функцией или, реже, интегралом вероятностей нормального распределения (иначе, кумулятой нормального распределения). Первоначально указанные методы были разработаны в токсикологии для анализа зависимостей «доза–эффект». В такого рода исследованиях принято при обработке результатов экспериментов предварительно логарифмировать значения доз, поскольку это улучшает качество аппроксимации [2]. Можно ожидать, что и логарифмирование значений длины рыб аналогичным образом должно приводить к улучшению качества аппроксимации данных по зависимости доли половозрелых рыб от их длины. Однако в ихтиологии при расчетах

LM_{50} обычно применяются непосредственно значения длины рыб без их предварительного логарифмирования (причем без каких-либо объяснений).

Кроме того, теоретические соображения также позволяют предполагать, что логарифмирование значений длины приведет к улучшению качества аппроксимации. Объясняется это тем, что и в логистической функции, и в кумуляте нормального распределения аргумент принимает отрицательные значения. Поскольку длина рыб отрицательной быть не может, то это должно приводить к ухудшению качества аппроксимации в левой части графика. А вот логарифм длины может принимать и отрицательные значения; следовательно, можно ожидать, что в результате логарифмирования указанное ухудшение будет устранено. Целью настоящего исследования является проверка гипотезы о том, что логарифмирование способствует улучшению качества аппроксимации данных по созреванию рыб, а также определение практической целесообразности логарифмирования значений длины при оценке LM_{50} .

В процессе проведения исследования попутно был также рассмотрен вопрос о наличии статистически значимых преимуществ по качеству аппроксимации у какой-либо из двух указанных выше функций, используемых для аппроксимации данных при оценке LM_{50} .

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

В качестве материалов для проведения настоящего исследования использованы опубликованные данные в виде таблиц, содержащих информацию о количестве неполовозрелых и половозрелых рыб (в штуках) в разных размерных группах. Использовались также данные, представленные таблицами, в которых приводились относительные значения зрелых рыб (в %) и общее количество исследованных рыб по размерным группам (в таких случаях не составило труда рассчитать соответствующие абсолютные значения). Наборы данных с отсутствующими значениями для левой или правой частей кривой полового созревания отбраковывались. Такая ситуация возникала, в частности, в тех случаях, когда самцы созревали при меньшей длине, чем самки, и при этом у значительной части

особей в размерной группе не был определен пол, что делало невозможным определение истинного количества неполовозрелых самцов в соответствующей размерной группе. Кроме того, отбраковывались данные для размерных групп, расположенных по краям таблицы, если общее количество рыб в этих группах было меньше 5. Всего в нашем распоряжении оказалось 24 набора данных (табл. 1).

Поскольку ожидалось, что влияние логарифмирования невелико, то для выявления статистической значимости улучшения качества аппроксимации при логарифмировании был использован оригинальный двухуровневый подход. На первом уровне определялись значения LM_{50} , хи-квадрат и его уровня значимости для непреобразованных и преобразованных данных по каждому из 24 наборов. Для обработки данных использовался пакет прикладных программ SPSS21. Этот пакет позволяет осуществлять анализ данных типа «доза-эффект» как при нормальном их распределении, так и при логистическом. Кроме того, имеется опция предварительного преобразования данных путем их логарифмирования (нами применялся натуральный логарифм \ln). Согласно описанию, в данном пакете реализована версия пробит-метода

Таблица 1. Данные по созреванию рыб, использованные при подготовке статьи

Table 1. Data on fish maturation used in the course of this study

№ No.	Объект исследования Investigated subject
1	2
1	Стерлядь <i>Acipenser ruthenus</i> Linnaeus, 1758, Волгоградское водохранилище, самцы [3] Sterlet sturgeon <i>Acipenser ruthenus</i> Linnaeus, 1758, Volgograd Reservoir, males [3]
2	То же, самки [3] Same, females [3]
3	Европейский анчоус <i>Engraulis encrasicolus</i> (Linnaeus, 1758), Черное море, самки [4] European anchovy <i>Engraulis encrasicolus</i> (Linnaeus, 1758), Black Sea, females [4]
4	Европейский анчоус <i>E. encrasicolus</i> , Гвинейский зал., воды Ганы, самцы [5] European anchovy <i>E. encrasicolus</i> , Gulf of Guinea, Ghana waters, males [5]
5	То же, самки [5] Same, females [5]
6	Калифорнийский анчоус <i>Engraulis mordax</i> Girard, 1854, воды у побережья Калифорнии, самки (использованы данные за январь, февраль 1979 г.) [6] Northern anchovy <i>Engraulis mordax</i> Girard, 1854, California coastal waters, females (the data for January, February 1979) [6]
7	Индийская расбора <i>Rasbora daniconius</i> (Hamilton, 1822), р. Хам, Индия, самки [7] Slender rasbora <i>Rasbora daniconius</i> (Hamilton, 1822), Kham River, India, females [7]

Таблица 1 (окончание)

Table 1 (finished)

1	2
8	Озерный голец <i>Salvelinus namaycush</i> (Walbaum, 1792), оз. Мини-Минто, Канада, самцы [8] Lake trout <i>Salvelinus namaycush</i> (Walbaum, 1792), Mini-Minto Lake, Canada, males [8]
9	То же, самки [8] Same, females [8]
10	Озерный голец <i>S. namaycush</i> , оз. Бонхом, Канада, самцы [8] Lake trout <i>S. namaycush</i> , Bonhomme Lake, Canada, males [8]
11	То же, самки [8] Same, females [8]
12	Амурская щука <i>Esox reichertii</i> Dybowski, 1869, самцы [9] Amur pike <i>Esox reichertii</i> Dybowski, 1869, males [9]
13	То же, самки [9] Same, females [9]
14	Пиленгас <i>Planiliza haematocheilus</i> (Temminck et Schlegel, 1845), Азовское море, самки [10] So-iuy mullet <i>Planiliza haematocheilus</i> (Temminck et Schlegel, 1845), Azov Sea, females [10]
15	Южноазиатская скумбрия <i>Rastrelliger kanagurta</i> (Cuvier, 1816), Аравийское море, воды Индии (Карнатака), самцы [11] Indian mackerel <i>Rastrelliger kanagurta</i> (Cuvier, 1816), Arabian Sea, Indian waters (Karnataka), males [11]
16	То же, самки [11] Same, females [11]
17	Ханос <i>Serranus cabrilla</i> (Linnaeus, 1758), Атлантический океан, воды у Канарских островов, гермафродиты [12] Comber <i>Serranus cabrilla</i> (Linnaeus, 1758), Atlantic Ocean, waters around the Canary Islands, hermaphrodites [12]
18	Тихоокеанский белокожий палтус <i>Hippoglossus stenolepis</i> Schmidt, 1904, северо-восточная часть Тихого океана, самцы [13] Pacific halibut <i>Hippoglossus stenolepis</i> Schmidt, 1904, Northeast Pacific Ocean, males [13]
19	То же, самки [13] Same, females [13]
20	Желтоперая камбала <i>Limanda aspera</i> (Pallas, 1814), Охотское и Японское моря, воды у берегов южного Сахалина, самцы [14] Yellowfin sole <i>Limanda aspera</i> (Pallas, 1814), Seas of Okhotsk and Japan, South Sakhalin coastal waters, males [14]
21	Тихоокеанский малорот <i>Microstomus pacificus</i> (Lockington, 1879), Тихий океан, воды у берегов Калифорнии, самцы [15] Dover sole <i>Microstomus pacificus</i> (Lockington, 1879), Pacific Ocean, California coastal waters, males [15]
22	То же, самки [15] Same, females [15]
23	Средиземноморский ботус <i>Bothus podas</i> (Delaroche, 1809), Средиземное море, зал. Габес, самцы [16] Wide-eyed flounder <i>Bothus podas</i> (Delaroche, 1809), Mediterranean Sea, Gulf of Gabe's, males [16]
24	То же, самки [16] Same, females [16]

в изложении Финнея [17]. При расчетах в этом пакете традиционно осуществляется линеаризация данных с использованием вспомогательных функций, обратных используемым: кумуляте нормального распределения и логистической функции. Вспомогательные линейно расположенные величины называются при этом, соответственно, пробитами и логитами. Другой важной особенностью применяемого метода является применение коэффициентов, придающих большее относительное значение тем данным, которые располагаются ближе к центру распределения [17]. С учетом того, что нас интересует именно «центральная» оценка (LM_{50}), такой подход в данном случае вполне адекватен.

На втором уровне анализа для каждого из наборов данных определялось, какая из двух аппроксимаций лучше, на что указывало меньшее значение хи-квадрат. Если лучшим было качество аппроксимации преобразованных данных, то ставился знак «плюс», а если наоборот, то «минус». Таким образом, была получена новая совокупность данных, представленная набором из 24 плюсов и минусов. Для проверки гипотезы, что количество плюсов статистически значимо превышает количество минусов, использован критерий знаков [18] в его одностороннем варианте.

Для сравнения качества аппроксимации логистической функцией и кумулятой нормального распределения использован такой же подход. Поскольку нет априорных оснований считать, что одна из этих функций предпочтительнее другой, то в данном случае использован двусторонний вариант критерия знаков.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Полученные на первом уровне анализа результаты расчетов значений LM_{50} , хи-квадрат и его уровня значимости для непреобразованных и преобразованных путем логарифмирования данных приводятся в табл. 2 (при аппроксимации кумулятой нормального распределения) и табл. 3 (при аппроксимации логистической функцией). Уровень значимости изменяется от 0 до 1, причем чем ниже эта величина, тем хуже соответствие реальных данных аппроксимирующей функции. При уровне значимости 0,05 (5 %) будем считать соответствие реального распределения теоретическому сомнительным, а при 0,01 (1 %) и ниже — неприемлемым, при котором гипотеза о соответствии реального распределения теоретическому должна отвергаться.

Таблица 2. Результаты расчетов при аппроксимации данных кумулятой нормального распределения

Table 2. Results of calculations in the case when the data approximation is done using the cumulative normal distribution curve

№ No.	При использовании непреобразованных данных Involving non-transformed data			При логарифмировании данных по длине рыб Involving logarithmic transformation of the data on fish length		
	LM_{50} , см LM_{50} , cm	Хи-квадрат Chi-square	Уровень значимости Significance level	LM_{50} , см LM_{50} , cm	Хи-квадрат Chi-square	Уровень значимости Significance level
1	2	3	4	5	6	7
1	55,48	12,297	0,056	55,30	5,432	0,490
2	73,44	14,365	0,045	74,98	9,803	0,200
3	7,40	1,823	0,177	7,39	1,591	0,207
4	5,55	209,506	0,000	5,59	194,744	0,000
5	5,71	79,932	0,000	5,67	74,694	0,000
6	9,58	7,617	0,573	9,53	4,933	0,840
7	9,89	102,436	0,000	9,75	76,580	0,000
8	41,32	59,233	0,000	41,66	51,379	0,000

Таблица 2 (окончание)

Table 2 (finished)

1	2	3	4	5	6	7
9	51,39	26,538	0,000	50,70	21,483	0,003
10	49,71	13,887	0,085	48,82	9,801	0,279
11	58,78	10,387	0,168	58,45	9,823	0,199
12	39,47	2,818	0,589	39,28	1,072	0,899
13	42,14	14,028	0,007	42,04	8,670	0,070
14	40,49	0,978	0,806	40,42	0,877	0,831
15	19,84	0,265	0,966	19,78	0,445	0,931
16	19,16	4,542	0,338	19,08	3,359	0,500
17	14,32	13,874	0,383	14,39	13,975	0,376
18	52,38	31,984	0,000	54,37	19,139	0,008
19	81,62	119,925	0,000	80,84	65,714	0,000
20	20,05	11,944	0,036	19,89	14,994	0,010
21	33,15	7,980	0,536	33,15	7,998	0,534
22	35,53	26,576	0,032	35,71	20,905	0,140
23	21,48	2,048	0,562	21,49	1,983	0,576
24	19,80	2,253	0,813	19,78	1,847	0,870

Таблица 3. Результаты расчетов при аппроксимации данных логистической функцией

Table 3. Results of calculations in the case when the data approximation is done using the logistic function

№ No.	При использовании непретобразованных данных Involving non-transformed data			При логарифмировании данных по длине рыб Involving logarithmic transformation of the data on fish length		
	LM_{50} , см LM_{50} , cm	Хи-квадрат Chi-square	Уровень значимости Significance level	LM_{50} , см LM_{50} , cm	Хи-квадрат Chi-square	Уровень значимости Significance level
1	2	3	4	5	6	7
1	55,41	15,661	0,016	55,19	7,489	0,278
2	72,77	20,048	0,005	73,71	14,027	0,051
3	7,39	2,036	0,154	7,38	1,790	0,181
4	5,54	209,467	0,000	5,57	194,676	0,000
5	5,70	80,650	0,000	5,66	75,504	0,000
6	9,56	6,376	0,702	9,52	4,711	0,859
7	9,86	107,791	0,000	9,74	83,968	0,000
8	41,61	57,619	0,000	41,75	49,507	0,000
9	51,14	26,290	0,000	50,50	21,381	0,003
10	49,40	13,058	0,110	48,62	9,353	0,313
11	58,60	10,672	0,154	58,30	9,852	0,197
12	39,48	2,272	0,686	39,33	2,024	0,731

Таблица 3 (окончание)

Table 3 (finished)

1	2	3	4	5	6	7
13	42,20	10,330	0,035	42,10	7,437	0,115
14	40,40	1,066	0,785	40,35	0,986	0,805
15	19,85	0,498	0,919	19,81	0,704	0,872
16	19,14	3,348	0,501	19,07	2,918	0,572
17	14,31	13,887	0,382	14,38	13,986	0,375
18	55,33	13,920	0,053	56,33	8,199	0,315
19	81,68	54,451	0,000	81,06	38,517	0,000
20	19,93	13,076	0,023	19,86	15,626	0,008
21	33,12	8,207	0,513	33,03	8,253	0,509
22	35,88	17,409	0,295	35,95	15,626	0,407
23	21,48	2,180	0,536	21,48	2,114	0,549
24	19,79	2,680	0,749	19,77	2,232	0,816

Результаты расчетов при аппроксимации данных кумулятой нормального распределения показывают, что:

- 1) в 13 случаях из 24 (54 %) уровень значимости приемлем как для преобразованных, так и для не преобразованных данных;
- 2) в 8 случаях (33 %) уровень значимости был неприемлем или сомнителен как для преобразованных, так и для не преобразованных данных;
- 3) в 3 случаях (13 %) при преобразовании данных уровень значимости качественно улучшился: в двух случаях он из сомнительного стал приемлемым и в одном — из неприемлемого стал приемлемым;
- 4) не было ни одного случая, чтобы преобразование данных привело к качественному ухудшению уровня значимости (превращение уровня значимости из приемлемого в сомнительный или неприемлемый).

Результаты расчетов при аппроксимации данных логистической функцией практически аналогичны, за исключением того, что в одном случае преобразование данных привело к качественному ухудшению уровня значимости (из сомнительного он стал неприемлемым).

Рассмотренные результаты указывают на некоторое улучшение качества аппроксимации при преобразовании данных, однако существенным оно было, как указано выше, только в 13 % слу-

чаев. Таким образом, результаты первого этапа анализа данных не позволяют ответить на вопрос о достоверности обнаруженного улучшения качества аппроксимации. Для ответа на этот вопрос потребовалось выполнение дополнительного статистического теста, а именно критерия знаков. При аппроксимации данных кумулятой нормального распределения предварительное логарифмирование данных в 20 случаях привело к улучшению качества аппроксимации, на что указывает снижение хи-квадрат, а в 4 случаях — к ухудшению (хи-квадрат увеличился). Согласно одностороннему критерию знаков, такое соотношение весьма маловероятно, и гипотеза об отсутствии различий между не преобразованными и преобразованными данными должна быть отвергнута на уровне 0,5 % [18]. При аппроксимации данных логистической функцией результат оказался точно таким же. Таким образом, предварительное логарифмирование данных статистически достоверно приводит к улучшению качества аппроксимации при определении LM_{50} .

Следует иметь в виду, что различие может быть статистически достоверным, но настолько незначительным, что на практике им можно пренебречь. В нашем случае разница между оценками LM_{50} , полученными для не преобразованных и преобразованных данных, оказалась малой. При аппроксимации кумулятой нормального распределения эта разница превышала 1 мм лишь в 13 случаях из 24 (54 %), а в 11 случаях (46 %) она была меньше

1 мм (т. е. даже меньше ошибки измерений). При аппроксимации логистической функцией результаты были практически такими же: разница значений LM_{50} превышала 1 мм лишь в 10 случаях из 24 (42 %), а в 14 случаях (58 %) она была меньше 1 мм.

Поскольку размеры рыб разных видов существенно различаются, то более показательным будет использование относительной разницы между оценками LM_{50} , полученными для преобразованных и непреобразованных данных (Δ):

$$\Delta = (LM_{50\text{пр.}} - LM_{50\text{непр.}}) \cdot 100 / LM_{50\text{непр.}}$$

При аппроксимации кумулятой нормальной распределения относительная разница значений LM_{50} изменялась от -1,8 % до 3,8 %, а по абсолютной величине она превышала 1 % лишь в 5 случаях из 24 (21 %). Аналогичная картина наблюдалась и при аппроксимации логистической функцией: относительная разница значений LM_{50} изменялась от -1,6 % до 1,8 %, а по абсолютной величине она превышала 1 % также в 5 случаях.

Хотя разница между значениями LM_{50} для непреобразованных и преобразованных данных невелика и зачастую незначительна, в некоторых случаях она заметна (примерно в одном случае из 5). Учитывая последнее обстоятельство, а также то, что при использовании современных пакетов прикладных программ предварительное логарифмирование данных не составляет дополнительного труда, представляется целесообразным выполнять преобразование значений длины при оценке LM_{50} .

При сравнении качества аппроксимации кумулятой нормальной распределения и логистической функцией для непреобразованных значений в 13 случаях оказалась лучше первая функция, а в 11 — вторая (различие статистически незначимо). При аналогичном сравнении для преобразованных значений в 14 случаях была лучше кумулята нормальной распределения, а в 10 — логистическая функция (различие также статистически незначимо). Таким образом, с практической точки зрения совершенно не имеет значения, какую из этих двух функций использовать для аппроксимации при оценке LM_{50} . Это утверждение справедливо только в указанном случае. Если же нас будет интересовать не LM_{50} , а качество аппроксимации во всем диапазоне размерных групп, то для анализа нужно будет использовать какой-либо статистический метод, в котором не применяются указанные выше корректирующие коэффициенты.

ВЫВОДЫ

1. При оценке LM_{50} предварительное логарифмирование размеров рыб статистически значимо (на уровне 0,5 %) улучшает качество аппроксимации данных. Однако указанная закономерность проявляется лишь при анализе некоторого множества наборов данных, используемых для оценок LM_{50} .
2. Различие значений LM_{50} , полученных при использовании преобразованных и непреобразованных данных, невелико и зачастую незначительно.
3. В некоторых случаях различие значений LM_{50} при использовании преобразованных и непреобразованных данных все-таки заметно. Учитывая данное обстоятельство, можно рекомендовать выполнение предварительного логарифмирования размеров рыб при расчетах LM_{50} .
4. Результаты сравнения качества аппроксимации данных кумулятой нормальной распределения и логистической функцией для оценок LM_{50} показывают, что никакая из этих функций не имеет преимуществ перед другой. Вследствие этого, с практической точки зрения не имеет значения, какую из этих двух функций использовать при расчетах LM_{50} .

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. King M. Fisheries biology, assessment and management. 2nd ed. Oxford: Blackwell Scientific Publications Ltd., 2007. 382 p. doi: 10.1002/9781118688038.
2. Finney D.J. Statistical methods in biological assay. London: Charles Griffin and Co. Ltd., 1952. 661 p.
3. Шилов В.И. Созревание и повторность нереста стерляди Волгоградского водохранилища // Труды ВНИРО. 1964. Т. 56. С. 79–104.
4. Лисовенко Л.А., Андрианов Д.П., Архипов А.Г., Рашев К.М. О созревании и нересте сеголеток черноморской хамсы *Engraulis encrasicolus ponticus* в августе 1990 г. // Вопросы ихтиологии. 1994. Т. 34, № 2. С. 266–275.
5. Koranteng K.A. Size at first maturity of the anchovy (*Engraulis encrasicolus*) in Ghanaian waters and suggestions for appropriate mesh size in its fishery // Naga — the ICLARM Quarterly. FISHBYTE Section. 1993. Vol. 16, no. 1. Pp. 29–30.
6. Hunter J.R., Macewicz B.J. Sexual maturity, batch fecundity, spawning frequency, and temporal pattern of spawning for the northern anchovy, *Engraulis mordax*, during the 1979 spawning season // CalCOFI Reports. 1980. Vol. 21. Pp. 139–149.

7. Thakre V.Y., Bapat S.S. Maturation and spawning of *Rasbora daniconius* (Ham.-Buch.) // Journal of the Bombay Natural History Society. 1981. Vol. 78, no. 1. Pp. 38–45.
8. Benoit J., Power G. Biologie de deux populations arctiques de touladi, *Salvelinus namaycush* (Walbaum), de la région du Lac Minto, Nouveau-Québec // Le Naturaliste Canadien. 1981. Vol. 108, no. 1. Pp. 1–16.
9. Горбач Э.И. Темп созревания и половой цикл амурской щуки *Esox reicherti* Dybowski // Вопросы ихтиологии. 1987. Т. 27, № 1. С. 81–88.
10. Михайлюк А.Н., Солод Р.А. Определение длины, при которой наступает половая зрелость у пиленгаса *Liza haematocheilus* (Mugiliformes: Mugilidae) в Азовском море // Вопросы рыболовства. 2016. Т. 17, № 1. С. 82–87.
11. Azad I.S., Udupa K.S. Morphometric relations and maturity size in the mackerel *Rastrelliger kanagurta* (Cuvier) // Journal of the Andaman Science Association. 1990. Vol. 6, no. 1. Pp. 39–45.
12. García-Díaz M.M., Tuset V.M., González J.A., Socorro J. Sex and reproductive aspects in *Serranus cabrilla* (Osteichthyes: Serranidae): Macroscopic and histological approaches // Marine Biology. 1997. Vol. 127. Pp. 379–386.
13. Thompson W.F., Herrington W.C. Life history of the Pacific halibut: (1) Marking experiments // Report of the International Fisheries Commission. 1930. No. 2. 137 p.
14. Фадеев Н.С. Промыслово-биологическая характеристика желтоперой камбалы Южного Сахалина // Известия Тихоокеанского научно-исследовательского института рыбного хозяйства и океанографии. 1963. Т. 49. С. 3–64.
15. Hagerman F.B. The biology of the dover sole, *Microstomus pacificus* (Lockington) // Fish Bulletin of the Department of Fish and Game, State of California. 1952. No. 85. 48 p.
16. Abid S., Ouannes-Ghorbel A., Jarboui O., Bouain A. Contribution to the study of the reproductive cycle of the wide-eyed flounder *Bothus podas podas* in the Gulf of Gabès (Tunisia) // Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom. 2010. Vol. 90, no. 3. Pp. 519–526. doi: 10.1017/S0025315409991019.
17. Finney D.J. Probit analysis. 3rd ed. New York: Cambridge University Press, 1971. 333 p.
18. Зак Л. Статистическое оценивание. М.: Статистика, 1976. 598 с.
3. Shilov V.I. Sozrevanie i povtornost' neresta sterlyadi Volgogradskogo vodokhranilishcha [Maturation and repetitiveness of spawning in the sterlet of the Volgograd Reservoir]. *Trudy VNIRO [VNIRO Proceedings]*, 1964, vol. 56, pp. 79–104. (In Russian).
4. Lisovenko L.A., Andrianov D.P., Arkhipov A.G., Rashev K.M. Maturation and spawning of yearling Black Sea anchovy, *Engraulis encrasicolus ponticus*, in August 1990. *Journal of Ichthyology*, 1994, vol. 34, pp. 94–108.
5. Koranteng K.A. Size at first maturity of the anchovy (*Engraulis encrasicolus*) in Ghanaian waters and suggestions for appropriate mesh size in its fishery. *Naga — the ICLARM Quarterly. FISHBYTE Section*, 1993, vol. 16, no. 1, pp. 29–30.
6. Hunter J.R., Macewicz B.J. Sexual maturity, batch fecundity, spawning frequency, and temporal pattern of spawning for the northern anchovy, *Engraulis mordax*, during the 1979 spawning season. *CalCOFI Reports*, 1980, vol. 21, pp. 139–149.
7. Thakre V.Y., Bapat S.S. Maturation and spawning of *Rasbora daniconius* (Ham.-Buch.). *Journal of the Bombay Natural History Society*, 1981, vol. 78, no. 1, pp. 38–45.
8. Benoit J., Power G. Biologie de deux populations arctiques de touladi, *Salvelinus namaycush* (Walbaum), de la région du Lac Minto, Nouveau-Québec. *Le Naturaliste Canadien*, 1981, vol. 108, no. 1, pp. 1–16.
9. Gorbach E.I. Temp sozrevaniya i polovoy tsikl amurskoy shchuki *Esox reicherti* Dybowski [Maturation rate and sex cycle of the Amur pike *Esox reicherti* Dybowski]. *Voprosy ikhtiologii [Problems of Ichthyology]*, 1987, vol. 27, no. 1, pp. 81–88. (In Russian).
10. Mikhaylyuk A.N., Solod R.A. Opredelenie dliny, pri kotoroy nastupaet polovaya zrelost' u pilengasa *Liza haematocheilus* (Mugiliformes: Mugilidae) v Azovskom more [Determination of the length by which the redlip mullet *Liza haematocheilus* (Mugiliformes: Mugilidae) reaches sexual maturity in the Sea of Azov]. *Voprosy rybolovstva [Problems of Fisheries]*, 2016, vol. 17, no. 1, pp. 82–87. (In Russian).
11. Azad I.S., Udupa K.S. Morphometric relations and maturity size in the mackerel *Rastrelliger kanagurta* (Cuvier). *Journal of the Andaman Science Association*, 1990, vol. 6, no. 1, pp. 39–45.
12. García-Díaz M.M., Tuset V.M., González J.A., Socorro J. Sex and reproductive aspects in *Serranus cabrilla* (Osteichthyes: Serranidae): Macroscopic and histological approaches. *Marine Biology*, 1997, vol. 127, pp. 379–386.
13. Thompson W.F., Herrington W.C. Life history of the Pacific halibut: (1) Marking experiments. *Report of the International Fisheries Commission*, 1930, no. 2, 137 p.
14. Fadeev N.S. Promyslovo-biologicheskaya kharakteristika zheltoperoy kambaly Yuzhnogo Sakhalina

REFERENCES

1. King M. Fisheries biology, assessment and management. 2nd ed. Oxford: Blackwell Scientific Publications Ltd., 2007, 382 p. doi: 10.1002/9781118688038.
2. Finney D.J. Statistical methods in biological assay. London: Charles Griffin and Co. Ltd., 1952, 661 p.

- [Fisheries and biological characterization of yellowfin sole of South Sakhalin]. *Izvestiya Tikhookeanskogo nauchno-issledovatel'skogo instituta rybnogo khozyaystva i okeanografii* [Transactions of the Pacific Research Institute of Fisheries and Oceanography], 1963, vol. 49, pp. 3–64. (In Russian).
15. Hagerman F.B. The biology of the dover sole, *Microstomus pacificus* (Lockington). *Fish Bulletin of the Department of Fish and Game, State of California*, 1952, no. 85, 48 p.
16. Abid S., Ouannes-Ghorbel A., Jarboui O., Bouain A. Contribution to the study of the reproductive cycle of the wide-eyed flounder *Bothus podas podas* in the Gulf of Gabès (Tunisia). *Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom*, 2010, vol. 90, no. 3, pp. 519–526. doi: 10.1017/S0025315409991019.
17. Finney D.J. Probit analysis. 3rd ed. New York: Cambridge University Press, 1971, 333 p.
18. Sachs L. Statistische Auswertungsmethoden. 3rd ed. Berlin: Springer-Verlag, 1972, 548 p.

Поступила 18.01.2023

Принята к печати 13.03.2023