

УДК 597.553.1:577.73(262.5)

## СЕЗОННАЯ ИЗМЕНЧИВОСТЬ ВОЗРАСТНОЙ СТРУКТУРЫ ЧЕРНОМОРСКОГО ШПРОТА, *SPRATTUS SPRATTUS PHALERICUS* (PISCES, CLUPEIDAE)

Е. Б. Мельникова

Інститут біології южних морей НАН України, пр. Нахімова, 2, Севастополь, 99011 Україна  
E-mail: vjuck@mail.ru

Принято 10 октября 2007

**Сезонная изменчивость возрастной структуры черноморского шпрота, *Sprattus sprattus phalericus* (Pisces, Clupeidae). Мельникова Е. Б.** – Приведены особенности возрастного распределения черноморского шпрота, *Sprattus sprattus phalericus* (Risso) в уловах промысловых судов с юго-западного шельфа Крыма в нагульный и нерестовый периоды. Предложена методика определения минимального объема выборки при изучении возрастной структуры. Показано, что в нерестовый период минимальный объем выборки должен превышать таковой в нагульный период в 1,4 раза.

**Ключевые слова:** *Sprattus sprattus phalericus*, возрастная структура, объем выборки, уровень значимости.

**Seasonal Variability of Age Structure in the Catches of the Black Sea Sprat, *Sprattus sprattus phalericus* (Pisces, Clupeidae). Melnikova E. B.** – The age distribution features of the Black Sea sprat, *Sprattus sprattus phalericus* (Risso) in the catches of commercial ships from the south-west shelf of Crimea in feeding and spawning periods are given. Method of minimal sample size determination in the study of age structure is proposed. The minimal sample size in spawning period is 1.4 times as large as in the feeding period.

**Key words:** *Sprattus sprattus phalericus*, age structure, sample size, meaningfulness level.

### Введение

Возрастная структура популяции является одной из основных биологических характеристик, наряду с половой, размерной, пространственной и другими, отражающими такие важные процессы ее жизнедеятельности, как интенсивность воспроизводства, уровень смертности, скорость смены поколений и т. д. (Яблоков, 1987). Возрастную структуру в уловах промысловых видов рыб можно рассматривать в качестве экологического индикатора состояния популяции, позволяющего решать практические вопросы охраны, рациональной эксплуатации, исключающей факты перелова (Зуев и др., 2002), и прогнозирования объемов промысла с учетом внутривидовой и пространственной дифференциации (Зуев, Мельникова, 2005).

Вместе с тем определение возраста многих видов рыб относится к числу сложных задач биологического анализа, благодаря чему предварительная оценка минимального количества особей необходимых для определения их возраста имеет исключительно важное значение прежде всего в рыбохозяйственных исследованиях.

Целью данной работы является определение минимального объема выборки (количество особей) черноморского шпрота необходимого, для определения возрастного состава популяции с заданным уровнем вероятности с учетом сезонной изменчивости возрастного состава улова.

Черноморский шпрот – *Sprattus sprattus phalericus* (Risso) – относится к наиболее массовым в Черном море видам рыб (Старушенко, 1965; Чащин, 1997), занимает важное место в его экосистеме и имеет существенное хозяйственное значение в экономике Украины и других причерноморских государств. На протяжении последнего времени его общий запас колебался от 200 тыс. до 1,6 млн т, а величина максимального улова в отдельные годы приближалась к 100 тыс. т.

## Материал и методы

Материалом для анализа послужил *S. S. phalericus*, относящийся к западнокрымской популяции (Зуев, Мельникова, 2005). Пробы отбирали из траловых уловов промысловых судов случайным образом. Район сбора – юго-западный шельф Крыма от м. Херсонес до м. Лукулл и от Балаклавы до Алушты. Возраст рыб определяли по отолитам (Анисимова, Лавровский, 1983), с использованием бинокулярного микроскопа МБС-2, при увеличении 2х8. С учетом биологической специфики данного вида исследования проводили в нагульный (июль 2004 г.) и нерестовый (ноябрь 2004 – февраль 2005 гг.) периоды. В общей сложности статистическому анализу были подвергнуты 3160 экз. шпрота, представленных тремя возрастными годовыми классами – сеголетками (годовиками), двухлетками (двухгодовиками) и трехлетками (трехгодовиками).

При определении необходимого объема пробы исходили из предположения, что распределение рыб в улове (выборке) соответствует их распределению в генеральной совокупности (популяции), т. е. при увеличении объема пробы (когда количество исследованных рыб  $n \rightarrow \infty$ ) частота появления рыб  $i$ -го возраста в пробе, определяемая как  $n_i / n$ , стремится к вероятности появления рыб  $i$ -го возраста в природной популяции:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_i}{n} = p_i.$$

Частота появления рыб одного возраста в выборке является экспериментально измеренной оценкой искомой вероятности. Отсюда следует, что при увеличении объема пробы  $n$  ошибка оценки (различие между частотой и вероятностью появления рыб) уменьшается и при  $n \rightarrow \infty$  ошибка оценки стремится к нулю.

В этом случае задача определения минимального объема выборки сводится к определению количества рыб  $n$ , при котором экспериментальная оценка (т. е. частота появления особей  $i$ -го возраста в пробе) не отклонится от вероятности появления рыб данного возраста в популяции за пределы, определяемые величиной допустимой ошибки.

При статистических исследованиях биологических параметров обычно оценивается математическое ожидание и дисперсия (или среднее квадратическое отклонение) исследуемого параметра у достаточно большого, но ограниченного количества рыб.

Из теории вероятности и математической статистики известно (Пугачев, 1979; Рокицкий, 1961), что плотность вероятности функции распределения случайной величины  $x$  определяется из выражения:

$$\Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}; \quad (1)$$

где  $x$  – значение случайной величины;

$m$  – математическое ожидание генеральной совокупности;

$\sigma^2$  – дисперсия случайной величины;

$\Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)$  – плотность вероятности функции нормального распределения (интеграл вероятности).

При этом состоятельными и несмешенными оценками для математического ожидания  $m$  и дисперсии  $\sigma^2$  случайной величины  $x$  являются их оценки  $m^*$  и  $D^*$ , определенные для ограниченной выборки из выражений (Пугачев, 1979)

$$m^* = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (2)$$

$$D^* = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j - m^*)^2. \quad (3)$$

Соответственно оценка среднего квадратического отклонения случайной величины находится из выражения

$$\sigma^* = \sqrt{D^*} \quad (4)$$

Эти оценки как функции, определенные на основе ограниченного количества  $n$  случайных величин, сами представляют собой случайные величины. Заменяя в практических исследованиях истинные значения математического ожидания и дисперсии (определенные при  $n \rightarrow \infty$ ) их оценками  $m^*$  и  $D^*$ , вычисленными по ограниченной выборке, мы допускаем какую-то ошибку  $\varepsilon$ .

Вероятность того, что оценка математического ожидания  $m^*$  ограниченной выборки отклонится от своего математического ожидания меньше чем на некоторую величину  $\varepsilon$ , может быть найдена из соотношения (Пугачев, 1979)

$$P\{|m^* - m| < \varepsilon\} \approx 2\Phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma[m^*]}\right) \quad (5)$$

где  $m^*$  – оценка математического ожидания;

$m$  – математическое ожидание;

$\varepsilon$  – отклонение оценки от математического ожидания (ошибка оценки);

$\sigma[m^*]$  – среднее квадратическое отклонение величины  $m^*$ , определяемое как  $\sigma^*/n$ ;

$\Phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma[m^*]}\right)$  – интеграл вероятности, значения которого определяются из соотношения

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_0^u e^{-t^2/2} dt. \quad (6)$$

Таблицы со значениями интеграла вероятности (6) для различных значений интервала  $u$  приводятся в литературе (Пугачев, 1979; Рокицкий, 1961).

В биологических исследованиях вместо доверительной вероятности  $P$ , определяемой в соответствии с выражением (5), иногда используют величину, называемую уровнем значимости, равную  $1 - P$ .

Выражения для оценки вероятности (частоты) появления рыб  $i$ -го возраста в пробе и ее среднее квадратичное отклонение при анализе возрастного распределения сводятся к виду:

$$p_i^* = \frac{n_i}{n}, \quad (7)$$

$$\sigma[p_i^*] = \sqrt{\frac{p_i^*(1-p_i^*)}{n}}, \quad (8)$$

где  $p_i^*$  – частота появления рыб  $i$ -го возраста в пробе (экспериментально определенная оценка вероятности);

$n_i$  – количество рыб  $i$ -го возраста в пробе,  $n$  – общее количество рыб всех возрастов в пробе;

$\sigma[p_i^*]$  – средне квадратичное отклонение оценки вероятности появления рыб  $i$ -го возраста в улове.

Особенность статистических исследований заключается в том, что чем точнее требуется определить характеристики случайного распределения, тем большими знаниями о нем должен заранее располагать исследователь. Поэтому при планировании эксперимента с целью минимизации затрат необходимо предварительно теоретически оценить пределы возможных изменений исследуемых параметров. Для определения минимального объема пробы, обеспечивающей допустимую ошибку экспериментальной оценки вероятности, необходимо найти связь между объемом взятой для анализа пробы  $n$ , ошибкой  $\varepsilon$ , интервалом  $u$  и частотой появления рыб заданного возраста в пробе.

Интервал  $u$  в выражении (6) с учетом соотношений (4), (5), (7) и (8) может быть определен по формуле:

$$u = \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{p_i^*(1-p_i^*)}}, \quad (9)$$

Таким образом, с учетом выражений (4) – (9) для определения необходимого объема выборки можно действовать в следующей последовательности. Вначале необходимо задаться величиной вероятности  $P$ , с которой экспериментально определенная оценка вероятности появления рыб одного возраста будет отклоняться от истинного значения вероятности не более чем на допустимую величину  $\varepsilon$ .

Затем из таблиц значений интеграла вероятностей (Пугачев, 1979; Рокицкий, 1961), либо численным методом из выражения (6), определить интервал  $u$ , в пределах которого эта вероятность выполняется. Далее, задавшись допустимой ошибкой  $\varepsilon$ , из преобразованного выражения (9) можно рассчитать необходимый объем выборки

$$n \geq \frac{u^2 p_i^*(1-p_i^*)}{\varepsilon^2}, \quad (10)$$

где  $u$  – интервал, определяемый из таблиц значений интеграла вероятности;

$p_i^*$  – ожидаемая частота появления рыб  $i$ -го возраста в пробе.

## Результаты и обсуждение

В осенне-зимних уловах (нерестовый период) шпрот был представлен тремя возрастными классами: годовиками, двухгодовиками, и трехгодовиками. Из общего количества исследованных особей, представленных 1311 экз. было 256 годовиков (19,5%), 1028 двухгодовиков (78,4%), 27 трехгодовиков (2,1%). Согласно многолетним данным (Старушенко, 1965; Юрьев, 1979) такое возрастное распределение является характерным для нерестового периода жизненного цикла черноморского шпрота.

При проведении биологических исследований, как правило, задаются вероятностью определения исследуемого параметра равной 0,95 (уровень значимости 0,05). В этом случае интервал  $u = 1,96$ .

На рисунке 1 изображен график зависимости ошибки от количества рыб в пробе  $n$  при исследовании возрастного распределения для разных возрастных групп шпрота в осенне-зимних уловах, определяемой с вероятностью 0,95. Относительная численность возрастных классов, для которой проведены расчеты, указана в процентах.

При условии, что исследователя интересует только какая-то одна возрастная группа, то для заданной допустимой ошибки  $\epsilon$  количество исследованных особей должно быть равным или превышать значение  $n$ , определенное с помощью кривых (рис. 1) для соответствующей возрастной группы. Количество рыб в пробе при изучении возрастного распределения с учетом всех возрастных групп должно равняться или превышать наибольшее из значений, определенных для каждой из возрастных групп присутствующих в улове.

Так, если исследователя интересует только наличие годовиков, то при  $\epsilon = 0,05$  количество рыб, которое необходимо измерить, составит  $n = 241$  экз.; для двухлеток, при той же допустимой ошибке ( $\epsilon = 0,05$ ) количество рыб в пробе должно составлять 260 экз.; для трехлеток – 31. Однако, если ограничиться большим значением ошибки, то количество рыб в пробе для этого же возрастного распределения может быть уменьшено.

При изучении возрастного распределения с учетом всех возрастных групп, количество рыб в исследуемой пробе должно равняться наибольшему из полученных значений. То есть при допустимой ошибке  $\epsilon = 0,05$  количество рыб в пробе для осенне-зимних уловов должно составлять не менее 260 экз.

С помощью кривых (рис. 1) можно найти ошибку экспериментально полученной оценки вероятности появления рыб заданного возраста, определяемой по пробе ограниченного объема. Так, если объем пробы ограничен количеством рыб  $n = 100$  экз., то можно утверждать, что частота появления сеголеток в пробе будет отличаться от истинной вероятности на величину  $\epsilon = 0,078$ , ошибка в

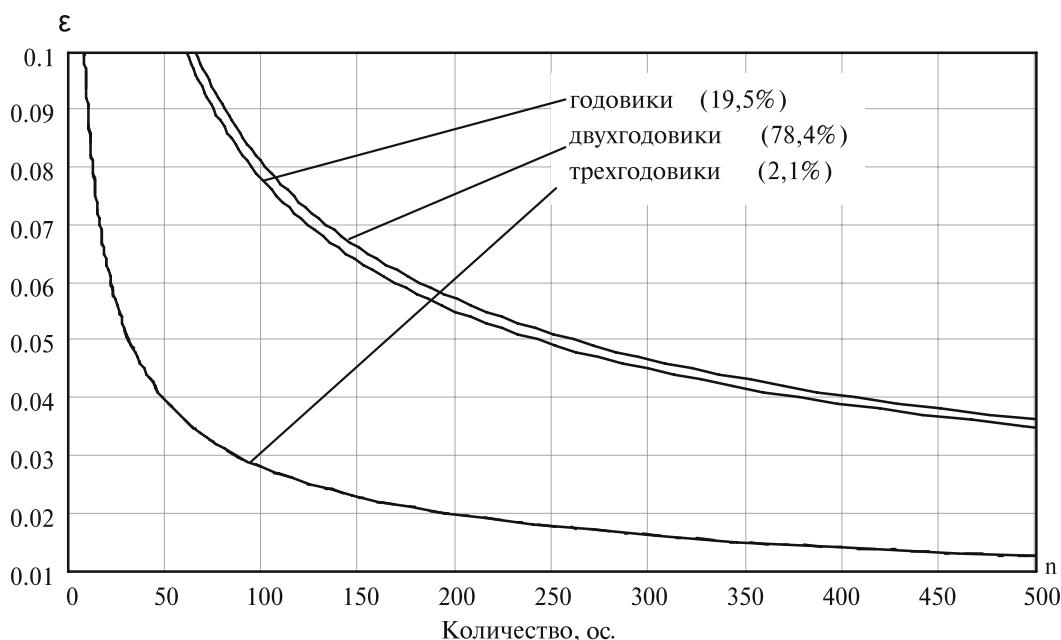


Рис. 1. Зависимость ошибки от объема пробы для осенне-зимних уловов 2004–2005 гг.

Fig. 1. Dependence of the error from the sample size for fall-winter catches 2004–2005.

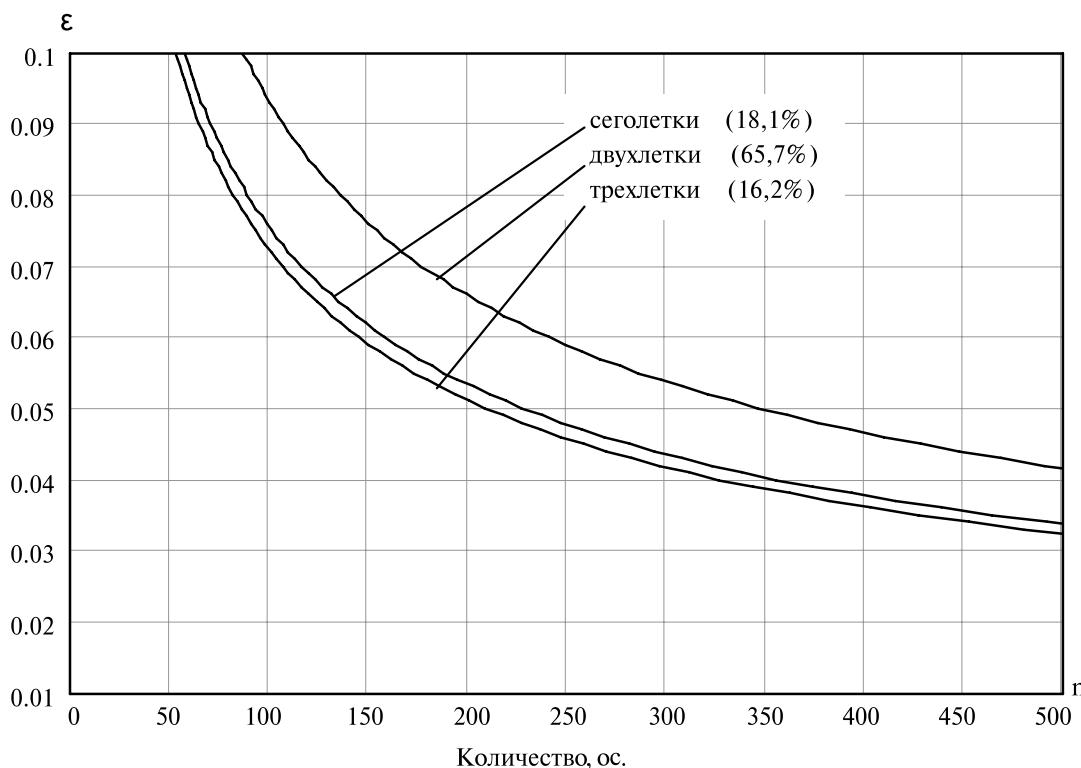


Рис. 2. Зависимость ошибки от объема пробы для летних уловов 2005 г.

Fig. 2. Dependence of the error on the sample size for summer catches 2005.

определении вероятности появления двухлеток не превышает  $\varepsilon = 0,081$ , трехлеток —  $\varepsilon = 0,028$ .

Анализ возрастного состава шпрота, из летних уловов (нагульный период) показал, что из общего количества 1849 экз. 334 (18,1%) составили сеголетки, 1215 (65,7%) — двухлетки и 300 (16,2%) — трехлетки. На рисунке 2 приведен график зависимости ошибки, определяемой с вероятностью 0,95, от количества рыб в пробе при исследовании возрастного распределения для разных возрастных классов. Как видно, при величине ошибки  $\varepsilon = 0,05$ , количество рыб в пробе при изучении возрастного распределения с учетом всех возрастов должно составлять 346 экз. (рис. 2). При условии, что количество рыб в пробе составляет 100 экз ( $n = 100$ ), экспериментальное определение данного возрастного распределения (характерного для нагульного периода) с вероятностью 95% будет происходить с ошибками не превышающими следующих величин: для сеголеток —  $\varepsilon = 0,075$ , двухлеток —  $\varepsilon = 0,093$ , трехлеток —  $\varepsilon = 0,072$ .

Сравнение кривых на рисунках 1 и 2 показывает, что объем пробы зависит от количества и структуры (соотношения численности) возрастных классов и может изменяться в значительных пределах для летних и зимних уловов, при одинаковой величине ошибки.

### Заключение

Изменчивость возрастной структуры в уловах черноморского шпрота в нерестовый и нагульный сезоны приводит к тому, что при заданной величине ошибки  $\varepsilon$  и при одинаковом количестве возрастных классов, объем выборки для изучения возраста будет разным. Это связано с различиями в соотношении разных возрастных групп в эти сезоны. Общий объем выборки зависит от доли наиболее многочисленного возрастного класса. В случае черноморского шпрота

отличие в объеме выборки для нерестового и нагульного сезонов составляет 1,4 раза. В абсолютных значениях количество исследуемых особей должно составлять соответственно в эти сезоны 350 и 260 экз.

Автор выражает благодарность Г. В. Зуеву за идею написания статьи, постоянное внимание к работе, помощь и ценные замечания высказанные в процессе обсуждения работы.

- Анисимова И. М., Лавровский В. В. Ихтиология. – М. : Высш. шк., 1983. – 255 с.
- Зуев Г. В., Салехова Л. П., Шевченко Н. Ф. и др. Новый подход к изучению возрастной структуры черноморского шпрота (*Sprattus sprattus phalericus* (Pisces: Clupeidae)) // Морск. экол. журн. – 2002. – I, № 1. – С. 90–98.
- Зуев Г. В., Мельникова Е. Б. Внутривидовое разнообразие черноморского шпрота (*Sprattus sprattus phalericus* (Risso)) и экологические механизмы его формирования // Наук. зап. Тернопіл. нац. педагог. ун-ту ім. В. Гнатюка. Сер. Біол. Спец. вип.: Гідроекологія. – 2005. – № 4 (27). – С. 99–101.
- Зуев Г. В., Мельникова Е. Б., Пустоварова Н. И. Биологическая дифференциация и структура запаса черноморского шпрота *Sprattus sprattus phalericus* (Risso) (Pisces: Clupeidae) // Морск. экол. журн. – 2005. – IV, № 1. – С. 55–65.
- Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. – М. : Наука, 1979. – 496 с.
- Рокицкий П. Ф. Основы вариационной статистики для биологов. – Минск, 1961. – 218 с.
- Старушенко Л. И. О возрастном составе промыслового стада черноморского шпрота и причинах колебания его численности // Рыбн. хоз-во. – 1965. – № 5. – С. 18–21.
- Чащин А. К. Основные результаты исследований пелагических ресурсов Азово-Черноморского бассейна // Тр. ЮГНИРО : Основные результаты комплексных исследований ЮГНИРО в Азово-Черноморском бассейне и Мировом океане (юбил. вып.). – 1997. – Вып. 43 – С. 60–67.
- Юрьев Г. С. Черноморский шпрот – *Sprattus sprattus phalericus* (Risso) // Сыревые ресурсы Черного моря. – М. : Пищ. пром., 1979. – С. 73–92.
- Яблоков А. В. Популяционная биология. – М. : Высш. шк., 1987. – 303 с.