

**ОЦЕНКА ЗАПАСОВ РЫБ АЗОВСКОГО МОРЯ
ПЛОЩАДНЫМ МЕТОДОМ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ
ПРОЦЕДУРЫ БУТСТРЕПА**

© 2024 г. М.М. Пятинский, В.Н. Белоусов,
С.Н. Кульба

*Азово-Черноморский филиал Всероссийского научно-исследовательского
института рыбного хозяйства и океанографии (АзНИИРХ),
Россия, Ростов-на-Дону, 344022
E-mail: pyatinskiymm@azniirkh.vniro.ru*

Поступила в редакцию 23.08.2023 г.

В результате изменения условий обитания в Азовском море применение классической реализации площадного метода в последние годы является затруднительным. Представлена модифицированная доработка площадного метода оценки запасов водных биоресурсов на основе процедуры непараметрического бутстрепа. Апробация нового способа расчёта выполнена относительно классической методики площадного метода для запасов азовской хамсы, тюльки, камбалы-калкан и черноморско-азовской сельди по данным собранным в 2022 г. Сравнение результатов оценки запаса классическим способом и при помощи бутстрепа не указывает на наличие значимых отклонений в срединных оценках: максимальное отклонение между рассматриваемыми способами составило 3,75%. Различия в ширине доверительных интервалов для разных способов оценки запаса не являются существенным. Наиболее значимые различия отмечены при сравнении классического метода способом расчёта ВСа (что обусловлено спецификой коррекции смещений этого метода). Представленный усовершенствованный способ оценки запасов через процедуру бутстрепа позволяет получить статистически обоснованные оценки, их доверительные интервалы и выполнить диагностику надёжности исходных данных. Отсутствие значимых различий в результатах классического и предлагаемого способа свидетельствует о возможности применения классического метода даже в условиях значимых отклонений от нормальности исходных выборочных совокупностей. Методическое требование отсутствия значимых отклонений от нормального закона распределения к классическому методу, вероятно, является избыточным.

Ключевые слова: Азовское море, площадной метод, оценка запасов, динамика численности популяций, нормальное распределение, ресемплинг.

ВВЕДЕНИЕ

Площадной метод учёта промыслового запаса рыб является традиционным подходом для оценки запасов рыб (Засосов, 1970; Никольский, 1965, 1974; Аксютин, 1968) и берёт своё начало от методологии оценки численности ихтиопланктона, предложенной Генzenом и Апштейном еще в XIX в. (Hensen, Arstein, 1897, цит. по: Никольский, 1965).

Для оценки запасов рыб Азовского моря площадной метод используется с середины

прошлого века (Бойко, 1934; Майский, 1938, 1967; Воловик и др., 2005) по настоящее время (Шляхов, 1997; Александрова и др., 2016; Шляхов и др., 2019) как для пелагических, так и для донных видов. Применимость площадного метода для Азовского моря обусловлена спецификой водоёма и обитающих в нём рыб. Во-первых, Азовское море является достаточно мелководным водоёмом, максимальные глубины которого не превышают 14 м, что позволяет пренебрегать неоднородностью верти-

кального распределения рыб при их обловах научным орудием лова. Во-вторых, популяции многих видов рыб на определённых этапах жизненного цикла относительно равномерно распределяются по всей акватории Азовского моря (или большей её части): азовская хамса и тюлька во время нагула в летний период, черноморско-азовская сельдь во время ската из р. Дон после нереста в осенний период до начала миграции в Чёрное море и камбала-калкан в летне-осенний период нагула.

Учётные обловы пелагических видов рыб (хамса, тюлька), осуществляются с использованием лампы – орудия лова, представляющего собой разновидность кошелькового невода, а донных видов рыб (русского осетра, камбалы-калкан и др.) – донным тралом. Из-за специфики жизненного цикла черноморско-азовской проходной сельди её обловы выполняются донным тралом в осенний период.

Применение площадного метода для оценки запасов рыб Азовского моря наряду с применением приоритетных методов математического моделирования системы «запас-промысел» (Бабаян и др., 2018) является актуальным при изменении условий ведения промысла (Стафиополю и др., 2022). Применение площадного метода на независимых от промысла данных может позволить уточнить оценки математических моделей в условиях стремительных изменений режима рыболовства.

В тоже время, пространственная неоднородность распределения рыб приводит к асимметричному распределению значений уловов при проведении учётных съёмок (как правило, правостороннему), наличию нулевых и экстремально больших значений уловов в выборке, что существенно затрудняет оценку запаса и его доверительных границ площадным методом. Для смягчения этих проблем предложено несколько модификаций площадного метода: устранение выбросов путём усечения или вензоризации выборки (Воловик и др., 2005), нормализация распределения с помощью различных видов нелинейной транс-

формации входных данных (Аксютин, 1968; Никольский, 1974; Суханов, 2009). Для учёта пространственной неравномерности плотности биомассы на единицу поверхности или объёма водоёма разработаны пространственные, или «картографические» варианты площадного метода: метод изолиний, метод страт, и др. (Аксютин, 1968; Никольский, 1974; Столяренко, Иванов, 1988; Поляков, 1995, 2003–2008; Суханов, 2009).

Одним из способов нормализации распределения выборочных центральных тенденций является применение процедуры непараметрического бутстрепа (Efron, 1979; Efron, Tibshirani, 1994; Шитиков, Розенберг, 2013). Достоинством данного способа является возможность оценить доверительные интервалы для исходно ненормальных выборок с сохранением метрики входных данных. Несмотря на то, что бутстреп широко используется в статистическом анализе различных биологических данных, для модификации прямого учёта бутстреп ранее не применялся.

Основной целью данного исследования являлась реализация и апробация процедуры непараметрического бутстрепа при оценке запасов рыб методом прямого учёта. Дополнительной задачей данного исследования является сравнение оценок запаса, полученных при классической реализации площадного метода (через среднее значение уловов) с методом прямого учёта с использованием бутстрепа.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

«Классическое» уравнение оценки численности (или биомассы) рыб площадным методом выглядит следующим образом (Аксютин, 1968):

$$N = \frac{Q \times \bar{x}}{k \times q} \quad (1),$$

где

N – количественная оценка популяции рыб,

Q – общая площадь водоёма,
 q – площадь зоны одного облова,
 k – коэффициент уловистости орудия лова,

\bar{x} – средний улов (количество) на один замет орудия лова.

Согласно «классическому» методу вычисление доверительных интервалов выполняется следующим образом:

$$\bar{x} \pm 1,96 \times \frac{1}{\sqrt{n}} \times \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (2),$$

где n – объём выборки и $n > 30$.

В уравнении (1) единственным варьирующим показателем является выборочная совокупность уловов x_i для которой выполняется оценка среднего значения \bar{x} . Наличие отклонений в выборочной совокупности x_i от нормального закона распределения, будет приводить к смещению оценок среднего значения, что в итоге приведёт к существенному искажению итоговой оценки запаса (Аксюткина, 1968).

Для соблюдения требования отсутствия значимых отличий от нормального распределения, можно использовать бутстреп-процедуру, которая методом Монте-Карло осуществляет многократное извлечение подвыборок из эмпирического распределения (Efron, 1979; Efron, Tibshirani, 1994; Hesterberg, 2011). Правомочность применения данной процедуры основывается на положениях ряда математических теорем, в общем виде называемые «Центральная предельная теорема» (далее – ЦПТ) (Богданов, 2023). Бутстреп – это один из вариантов методов ресемплинга – «размножения выборки», осуществляемый способом повторного отбора. В качестве практической реализации такого ресемплинга предлагается процедура непараметрического бутстрепа средних показателей исходной выборочной совокупности с большим числом итераций $k > 10000$ (Шитиков, Розенберг, 2013).

Процедура бутстрепа выполняется следующим образом.

Пусть имеется исходная выборка x_e измерений уловов X объёмом n , которую можно представить в виде n -мерного вектора x_e :

$$x_e = \{x_{e1}, x_{e2}, \dots, x_{ek}\} \quad (3)$$

Из этой выборки путём случайного повторного отбора формируется вспомогательная выборка (псевдовыборка) x_b , которую назовём выборка бутстрепа.

$$x_b = \{x_{b1}, x_{b2}, \dots, x_{bk}\} \quad (4)$$

Каждый элемент вектора x_{bi} , случайным образом выбирается из элементов вектора x_e ,

$$x_{bi} = x_{ej} \quad (5)$$

где $i \in [1 \dots n]$, а j случайное целое число из диапазона $[1 \dots n]$.

Затем производится генерация совокупности x_b^* из k псевдовыборок x_b^m , где $m \in [1 \dots k]$ и $k > 10000$.

$$x_b^* = \{x_b^1, x_b^2, \dots, x_b^k\} \quad (6)$$

Далее для каждой псевдовыборки x_b^m вычисляется псевдостатистика $\hat{\theta}^*$, оценивающая её центральную, например, арифметическое среднее \bar{x}_b^* :

$$\hat{\theta}^* = \bar{x}_b^* = \{\bar{x}_b^1, \bar{x}_b^2, \dots, \bar{x}_b^k\} \quad (7)$$

Согласно ЦПТ, распределение оценок $\hat{\theta}^*$ аппроксимируется нормальным распределением, и для такой совокупности также можно получить оценки центральных тенденций, стандартной ошибки и доверительных интервалов.

Арифметическое среднее $\hat{\theta}$ для совокупности статистик $\hat{\theta}^*$ находим как

$$\hat{\theta} = \frac{1}{k} \sum_{m=1}^k \hat{\theta}^* \quad (8)$$

Стандартную ошибку \widehat{se} , как

$$\widehat{se} = \left[\frac{1}{k-1} \sum_{m=1}^k (\hat{\theta}^* - \hat{\theta})^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

В качестве меры центральной тенденции допустимо использовать как среднее значение, так и медиану. Однако, оценки медианы более робастны, её оценивание является более предпочтительным при наличии выбросов, для асимметричных распределений с «тяжёлыми хвостами» (Шитиков, Розенберг, 2013).

Для оценки доверительных интервалов CI (confidence intervals) при непараметрическом бутстрепе в настоящее время разработано несколько методов (Lunneborg, 2000). В настоящей работе использован пакет «boot» для языка R (Davison, Hinkley, 1997), в котором реализовано четыре метода оценки доверительных интервалов: процентильный, стандартный, базовый и процедура BCa.

Процентильный доверительный интервал вычисляется как

$$CI_{\alpha} = [q_{\alpha/2}; q_{1-\alpha/2}] \quad (10),$$

где a – уровень значимости, q_p – квантиль для вероятности p . Например, для уровня значимости $a = 0,05$ и объёма совокупности $k = 10000$ границами доверительного интервала будут 250 и 9750 элементы ранжированного ряда $\hat{\theta}$.

Стандартный или нормальный доверительный интервал находят как

$$CI_{\alpha} = [\hat{\theta} - z_{1-\alpha/2} \times \widehat{se}; \hat{\theta} + z_{1-\alpha/2} \times \widehat{se}] \quad (11),$$

где $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ – квантиль стандартного нормального распределения, a – уровень значимости. Как отмечается в ряде работ (DiCiccio, Efron, 1996; Lunneborg, 2000) такой подход имеет два недостатка: требование к отсутствию отклонения от нормального распределения бутстрепированного ряда $\hat{\theta}$ и возможность выхода доверительных границ за пределы исходной выборочной совокупности.

Базовый или обратный доверительный интервал вычисляют следующим образом:

$$CI_{\alpha} = [2 \times \hat{\theta} - q_{1-\alpha/2}; 2 \times \hat{\theta} - q_{\alpha/2}] \quad (12),$$

где a – уровень значимости, q_p – квантиль для вероятности p . Для распределения с правосторонней асимметрией (например, логнормального) такой доверительный интервал смещён влево.

Наилучшим образом смещения, выбросы, дрейф стандартной ошибки среднего и другие негативные факторы компенсирует процедура BCa (от англ. «Bias Corrected and Accelerated confidence intervals») (DiCiccio, Romano, 1988; Шитиков, Розенберг, 2013). В этом методе производится оценка функции коррекции смещения (bias correction) – \hat{z}_0 и условного отклонения (acceleration term) – \hat{a} в ходе итераций бутстрепа с перевыборкой вариант и их исключением, после чего с помощью \hat{z}_0 и \hat{a} вычисляются доверительные интервалы по формулам:

$$CI_{\alpha} = [\hat{\theta}^{*(a_1)}; \hat{\theta}^{*(a_2)}] \quad (13),$$

где

$$a_1 = \Phi\left(\hat{z}_0 + \frac{\hat{z}_0 + z^{(a)}}{1 - \hat{a}(\hat{z}_0 + z^{(a)})}\right) \quad (14)$$

$$a_2 = \Phi\left(\hat{z}_0 + \frac{\hat{z}_0 + z^{(1-a)}}{1 - \hat{a}(\hat{z}_0 + z^{(1-a)})}\right) \quad (15)$$

Полная программная реализация использованной нами процедуры ресемплинга и бутстрепа представлена в репозитории кода авторов по ссылке <https://bitbucket.org/model-examples/sweptarea-boot>.

Оценка общей величины запаса N с использованием непараметрического бутстрепа выполняется путём подстановки вместо \bar{x} в уравнение (1) оценки $\hat{\theta}$:

$$N = \frac{Q \times \hat{\theta}}{k \times q} \quad (16)$$

Для оценки центральной тенденции запаса N вычисляли оценки медианы и арифметического среднего. Также находили доверитель-

ные интервалы для оценок N при помощи 4-х рассмотренных выше способов. Полученные оценки и доверительные интервалы сравнивали со значениями, полученными в соответствии с формулами (1) и (2).

Вышеописанными методами выполнен расчёт промыслового запаса азовской хамсы и тюльки по результатам лампарного учёта в Азовском море в августе 2022 г., а промысловый запас черноморско-азовской сельди и камбалы-калкан по данным донного тралового учёта в октябре 2022 г. выполненного Азово-Черноморским филиалом «ВНИРО» (Белоусов и др., 2018). Площадь Азовского моря принимается равной 36600 км², площадь облова лампарой составляет 0,0015 км², площадь облова тралом – 0,048 км². Средний улов на замёт для хамсы составил 1795,79 г, тюльки – 965,53 г, сельди – 136,44 г, камбалы-калкан – 635,37 г. Коэффициент уловистости для хамсы принимается равным 0,25, тюльки – 0,25, сельди – 0,06, камбалы-калкан – 0,33 (Воловик и др., 2005).

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Предварительная диагностика распределения частот уловов хамсы, тюльки, сельди и камбалы калкан демонстрирует выраженную правостороннюю асимметрию (рис. 1). Аналитический тест Шапиро-Уилка подтверждает наличие значимых отклонений от нормального закона распределения всех рассматриваемых выборок (нулевая гипотеза – отсутствие значимых отклонений, отклоняется при $p\text{-value} < 0,05$): для хамсы $p\text{-value} = 8,1 \times 10^{-13}$, тюльки $p\text{-value} = 2,2 \times 10^{-16}$, сельди $p\text{-value} = 1,8 \times 10^{-15}$, камбалы-калкан $p\text{-value} = 9,1 \times 10^{-12}$.

При выполнении учёта не нулевые уловы хамсы были зарегистрированы на 68 из 75 выполненных станций (9,3% станций с нулевым уловом), тюльки – на 61 из 75 станций (18,7% станций с нулевым уловом). При выполнении учёта уловы сельди были зарегистрированы на 76 из 117 выполненных станций (35% станций с нулевым уловом), камбалы-калкан – на 66 из 117 станций (43,6% станций с нулевым

уловом). Наличие большого количества станций с нулевыми уловами не позволяет провести эффективную трансформацию входных данных с целью нормализации их распределения, поэтому модифицированные варианты площадного метода (с логарифмическим или степенным преобразованием входных данных, а также с усечением или винзеризацией) не дают существенных преимуществ в сравнении с «классическим» площадным методом (Аксютин, 1968). Использование для оценки запаса медианы исходной выборки представляется также бесперспективным, поскольку при этом оценка запаса снижается в несколько раз по сравнению с оценкой по среднему улову. Например, в 2022 г. запас тюльки в Азовском море оценён по среднему улову в исходной выборке как 94,24 тыс. т, а оценка по медиане исходной выборки даёт 9,76 тыс. т.

Несмотря на ненормальность входных данных была выполнена оценка запасов для хамсы, тюльки, сельди и камбалы-калкан и доверительных интервалов для них, используя формулы (1) и (2), с целью сравнения с оценками, полученными при помощи процедуры бутстрепа.

Результаты сравнения оценок запаса представлены в таблице 1. В качестве относительных отклонений в процентах показана разница оценок запаса на основе бутстрепа с оценкой запаса «классическим» площадным методом, отнесённая к оценке «классическим» методом.

Сравнение оценки запаса с использованием бутстрепа по арифметическому среднему и оценки, полученной «классическим» способом, показывает отсутствие существенных различий: -0,01% для хамсы, -0,71% для тюльки, 0,58% для сельди и 0% для камбалы-калкан. При использовании для оценки запаса медианы различия более выражены: -1,21% для хамсы, -3,75% для тюльки, -0,58% для сельди и -0,68% для камбалы-калкан.

Детальное рассмотрение результатов расчёта, указывает на занижение оценок запаса, полученных при помощи медианы бутстрепи-

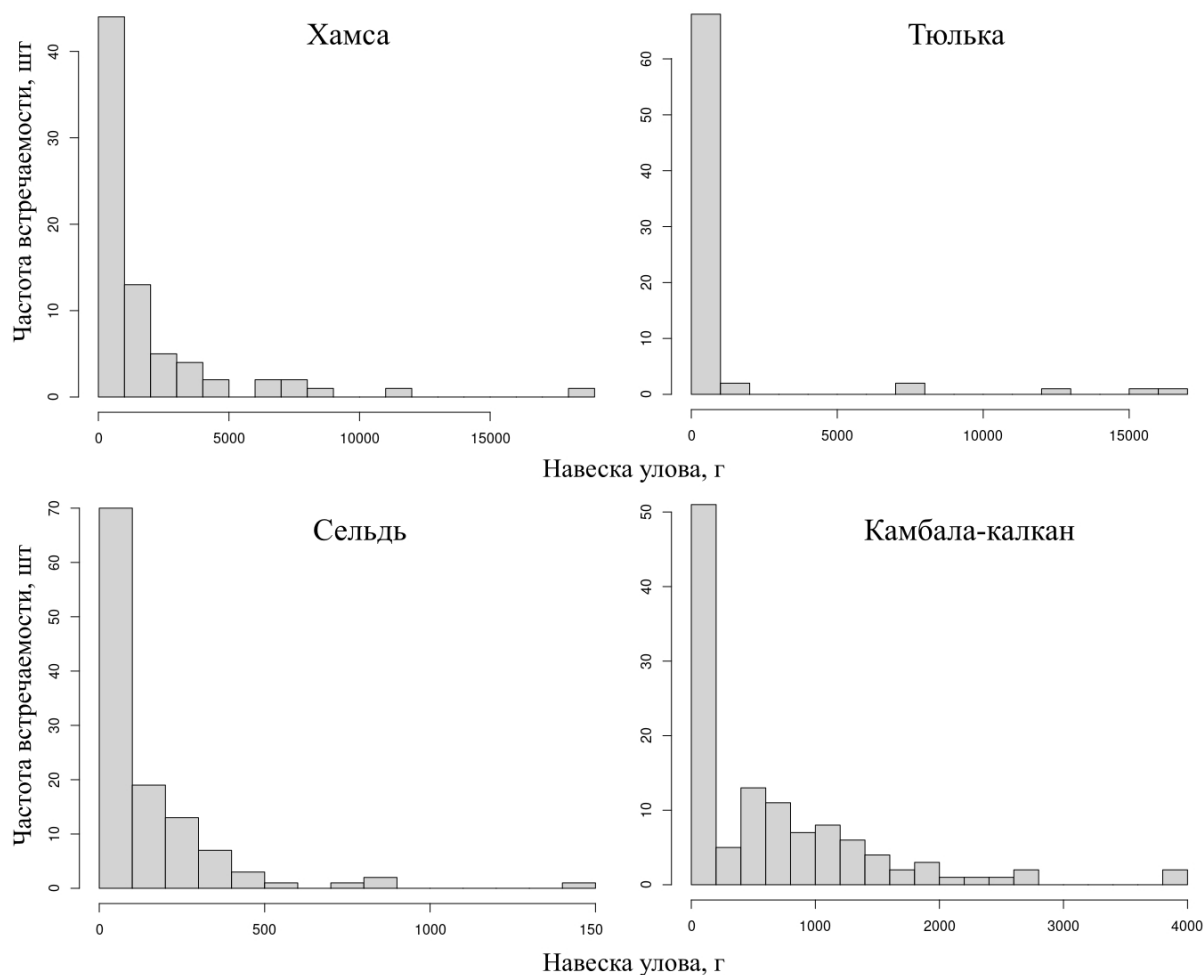


Рис. 1. Частотные распределения уловов хамсы, тюльки, сельди, камбалы-калкан по результатам лампарной (хамса, тюлька) и донной траловой (сельдь, камбала-калкан) съёмки в Азовском море в 2022 г.

Таблица 1. Сравнение оценки запаса азовских рыб «классическим» площадным методом с оценками запаса, полученными с использованием медианы и арифметического среднего бутстрепированной выборочной совокупности на момент проведения учёта в 2022 г.

Вид ВБР	Оценка запаса, среднее (классический метод), тыс. т	Оценка запаса медиана (бутстреп), тыс. т	Оценка запаса среднее (бутстреп), тыс. т	Относит. отклонение, медиана, %	Относит. отклонение, среднее, %
Хамса	175,27	173,15	175,26	-1,21	-0,01
Тюлька	94,23	90,70	93,56	-3,75	-0,71
Сельдь	1,73	1,72	1,74	-0,58	0,58
Камбала-калкан	1,47	1,46	1,47	-0,68	0

рованной выборки. Поскольку во всех исходных выборочных совокупностях наблюдалась выраженная правосторонняя асимметрия

распределения, то оценка медианой лучше отражает эту особенность генеральной совокупности.

Распределения оценок запаса азовских рыб, рассчитанные площадным методом с использованием бутстрепа (бутстреповалась оценка среднего арифметического), показаны на рисунке 2. Проверка распределений оценок запаса на нормальность, в связи с большим объёмом выборки ($n = 10000$), выполнялась с использованием критерия Лиллиефорса (модернизация критерия Колмогорова-Смирнова), и показала отсутствие значимых отклонений от нормального закона на уровне значимости $\alpha = 0,05$ (нулевая гипотеза – отсутствие доказательств отклонения от нормального закона распределения, принимается при $p\text{-value} > 0,05$): для хамсы $p\text{-value} = 0,13$, для тюльки $p\text{-value} = 0,15$, для сельди $p\text{-value} = 0,16$, для камбалы-калкан $p\text{-value} = 0,37$.

Соответствие распределений оценок запаса нормальному распределению согласуется с положениями ЦПТ и позволяет получить оценку доверительных интервалов запаса. Сопоставление доверительных интервалов запаса, определённого площадным методом с ис-

пользованием бутстрепа, вычисленных разными способами, с доверительным интервалом запаса, согласно формуле (2) (Аксютина, 1968) показано в таблице 2.

Сравнение доверительных интервалов, полученных различными способами для метода бутстрепа и «классического» способа расчёта (табл. 2) демонстрирует отсутствие значимых различий. Различия в ширине доверительных интервалов оценок запаса «классическим» площадным методом, и с использованием бутстрепа колеблются в пределах от 0,32 до 9,9%. Такие отклонения едва ли могут указывать на наличие преимуществ того или иного подхода. Наибольшее смещение и ширина отмечена для доверительных интервалов, рассчитанных способом ВСа. То, что способ ВСа даёт самый широкий доверительный интервал в сравнении с другими методами объясняется особенностями этого способа при оценивании смещения и коррекции (Шитиков, Розенберг, 2013). Наиболее значимые различия в ширине доверительных интервалов отмечаются для тюльки. Такие различия обус-

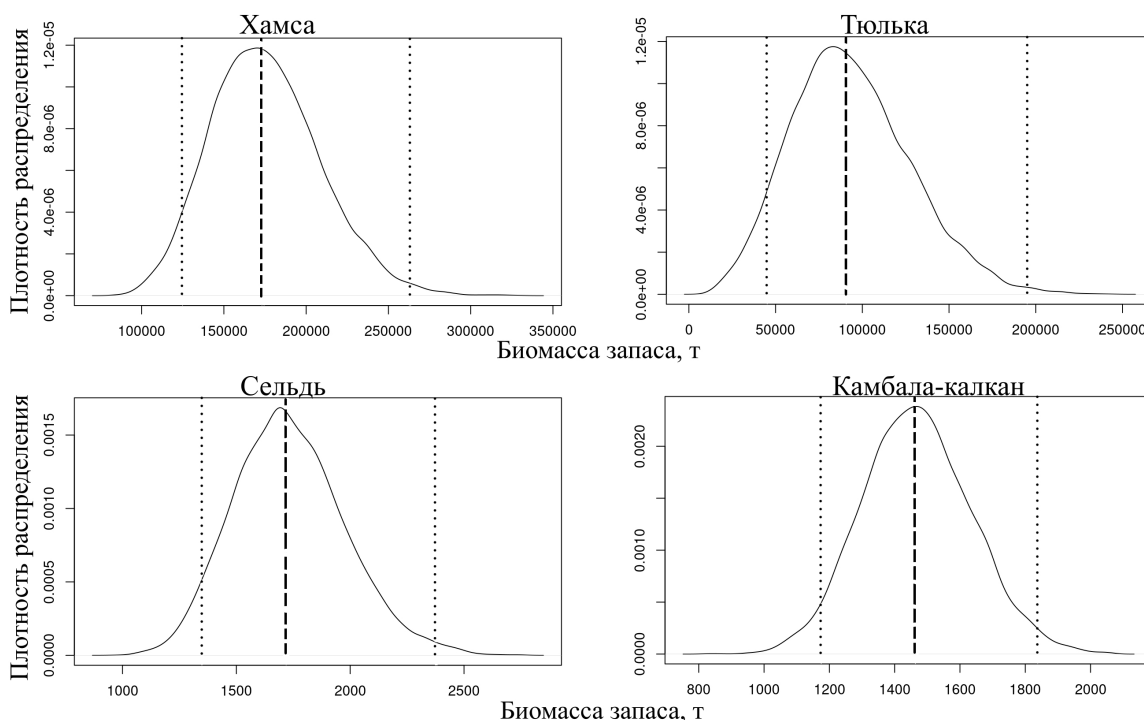


Рис. 2. Распределения оценок запаса после процедуры бутстрепа хамсы, тюльки, сельди, камбалы-калкан. Штриховой линией показана медиана распределения, штрих-пунктиром – нижняя и верхняя границы доверительного интервала ($p = 0,95$), вычисленные по способу ВСа.

Таблица 2. Сравнение доверительных интервалов запаса азовских рыб, полученными при использовании классического площадного метода (Аксюткина, 1968), с оценками доверительных интервалов, полученными при расчёте площадным методом с использованием бутстрепа на момент проведения учёта в 2022 г.

Способ расчёта доверительного интервала	Хамса, тыс.г		Тюлька		Сельдь		Камбала-калкан	
	$CI_{0,05}$	W_{CI}	$CI_{0,05}$	W_{CI}	$CI_{0,05}$	W_{CI}	$CI_{0,05}$	W_{CI}
Классический метод по Аксюткиной	109,3 – 241,1	129,8	26,04 – 162,44	136,4	1,25 – 2,22	0,97	1,13 – 1,8	0,67
Бутстреп, стандартный	110,1 – 239,9	129,8	27,61 – 162,2	134,59	1,26 – 2,21	0,95	1,14 – 1,8	0,66
Бутстреп, базовый	104,6 – 233,2	128,6	20,86 – 154,23	133,37	1,21 – 2,17	0,96	1,13 – 1,78	0,65
Бутстреп, проценты	117,4 – 245,9	128,5	34,24 – 167,62	133,38	1,29 – 2,26	0,97	1,15 – 1,81	0,66
Бутстреп, ВСа	124,9 – 263,2	138,3	45,18 – 195,07	149,89	1,35 – 2,38	1,03	1,17 – 1,84	0,67

Примечание: $CI_{0,05}$ – доверительный интервал при уровне значимости $\alpha = 0,05$, W_{CI} – ширина доверительного интервала.

ловлены особенностями исходной выборочной совокупности (рис. 16): модальный класс смещён в сторону нулевых показателей, имеются пропуски в частотном распределении.

Подытоживая результаты сравнения «классического» площадного метода и площадного метода с использованием непараметрического бутстрепа следует отметить сходство оценок, что позволяет говорить о преемственности нового подхода и возможности построения длинных временных рядов оценок запаса полученных двумя этими способами.

Существенным преимуществом реализации площадного метода с использованием бутстрепа является возможность оценки запаса на основе различных статистик: арифметического среднего, медианы, моды и т.п. Распределения таких статистик, в соответствии с ЦПТ, подчиняются закону нормального распределения, что даёт возможность производить интервальное оценивание запаса.

После оценки нормальности распределения бутстрепированных оценок центральной тенденции появляется возможность диагностики входных данных на предмет применимости площадного метода с использованием бутстрепа: невозможность получения нормального распределения бутстрепированных оценок свидетельствует о неприемлемо низком качестве входных данных и неприменимости площадного метода.

Тем не менее, представленная реализация площадного метода с использованием бутстрепа, также, как и «классический» площадной метод (Столяренко, Иванов, 1988) чувствительна к равномерному распределению сетки станции на площади водоёма и пространственной неоднородности распределения рыб. В связи с этим, представляется перспективным распространение использования процедуры бутстрепа на картографические варианты площадного метода: процедура бутстрепа применённая к геометрическому среднему, используемому в картографических методах, позволит не только оценить запас, но и получить для него доверительные интервалы.

ВЫВОДЫ

Изменение условий обитания в Азовском море привели к росту неоднородности распределения водных биологических ресурсов, в результате чего возросла степень неопределённости получаемых данных для оценивания запасов методами прямого учёта.

Исходные данные, полученные в новых условиях Азовского моря, не в полной мере соответствуют теоретическим требованиям классического площадного метода (Аксютин, 1968). Это вызывает опасение в части возможности искажения оценки запасов.

Апробация реализации площадного метода через процедуру непараметрического бутстрепа указывает на возможность применения данной процедуры для оценки запасов водных биоресурсов по материалам, получаемым в новых условиях Азовского моря.

Результаты сопоставления реализации площадного метода оценки запаса через бутстреп и классическим способом указывают на отсутствие значимых различий между ними. Это подтверждает возможность применения обоих способов в изменяющихся условиях Азовского моря.

Требование теории Аксютин (1968) о соблюдении нормальности в ряде показателей уловов, вероятно, является избыточным для данных, получаемых в новых условиях Азовского моря для рассматриваемых видов.

Применение метода бутстреп позволяет выполнить диагностику входных данных и определить их пригодность для оценки запасов площадным методом.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Аксютин З.М. Элементы математической оценки результатов наблюдений в биологических и рыбохозяйственных исследованиях. Изд.: Пищевая промышленность, 1968. 288 с.

Александрова У.Н., Игнатенко А.С., Перевалов О.А. и др. Состояние сырьевой базы в Азово-Черноморском рыбохозяйственном бассейне в 2013 г. и её использование промыслом // Тр. ВНИРО. 2016. Т. 160. С. 12–25.

Бабаян В.К., Бобырев А.Е., Булгакова Т.И. и др. Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов. Изд.: ВНИРО, 2018. 312 с.

Белоусов В.Н., Брагина Т.М., Бугаёв Л.А., Реков Ю.И. Рыбохозяйственные исследования России в Азово-Черноморском бассейне (к 90-летию ФГБНУ «АзНИИРХ») // Водные биоресурсы и среда обитания. Т. 1. № 1. С. 11–31.

Богданов Р.А. Центральная предельная теорема и её положения // Сборник статей международного научно-исследовательского конкурса «Stars of science and education». 2023. С. 7–10.

Бойко Е.Г. Оценка запасов кубанского судака // Работы Доно-Кубанской науч. рыбохозяйственной ст. Ростов-на-Дону: Аз.-Черномор. кр. кн. изд-во. 1934. Вып. 1. 41 с.

Воловик С.П., Корпакова И.Г., Войнова Н.В. Методы рыбохозяйственных и природоохранных исследований в Азово-Черноморском бассейне // Краснодар. Изд-во: ФГУП «АзНИИРХ», 2005. 352 с.

Засосов А.В. Теоретические основы рыболовства. М.: Изд-во: Пищевая промышленность, 1970. 291 с.

Майский В.Н. Распределение молоди рыб в Азовском море и его значение для регулирования рыболовства, учёта урожая молоди и прогноза рыбной продукции // Тр. АзЧерНИРО. 1938. Вып. 11. С. 183–209.

Майский В.Н. Об оценках запасов азовской тюльки // Тр. ВНИРО. 1967. Вып. 5. С. 190–196.

Никольский Г.В. Теория динамики стада рыб как биологическая основа рациональной эксплуатации и воспроизводства рыбных ресурсов. М.: Изд-во: Наука, 1965. 383 с.

Никольский Г.В. Теория динамики стада рыб. М.: Изд-во: Пищ. промышленность, 1974. 447 с.

Поляков А.В. Программа для ЭВМ «MapDesigner». ВНИРО, 1995.

Поляков А.В. Программа для ЭВМ «Построение и анализ карт распределения запаса – КартМастер». ВНИРО, 2003–2008.

Стафикопуло А.М., Втюрина Н.В., Горбатюк Я.И. Показатели промысла судами различных типов в Азово-Черноморском бассейне в пе-

риод 2017–2021 гг. // Водные биоресурсы и среда обитания. Т. 5. № 4. С. 105–119.

Столяренко Д.А., Иванов Б.Г. Метод сплайн-аппроксимации плотности для оценки запасов по результатам траловых съёмок на примере креветки *Pandalus borealis* у Шпицбергена // Морские промысловые беспозвоночные. 1988. С. 45–70.

Суханов В.В. Расчёт промыслового запаса // Вop. ихтиологии. 2009. Т. 49. №. 6. С. 786–799.

Шутиков В.К., Розенберг Г.С. Рандомизация и бутстреп: статистический анализ в биологии и экологии с использованием R. Тольяти, 2013. 313 с.

Шляхов В.А. Итоги многолетних рыбохозяйственных исследований ЮгНИРО по оценке запасов и параметров популяции рыб придонного комплекса в Чёрном и Азовском морях // Тр. ЮгНИРО. 1997. Т. 43. С. 48–59.

Шляхов В.А., Шляхова О.В., Пятинский М.М. и др. Методы оценки запасов водных биоресурсов, используемые в Азово-Черноморском рыбохозяйственном бассейне в 2019 г., и краткие результаты их применения // Вестник КГМТУ. 2019. №. 4. С. 43–76.

Davison A.C., Hinkley D.V. Bootstrap Methods and Their Application. Cambridge University Press, 1997. 582 p.

DiCiccio T.J., Efron B. Bootstrap confidence intervals // *Statistical science*. 1996. V. 11. Issue 3. P. 189–228.

DiCiccio T.J., Romano J.P. A review of bootstrap confidence intervals // *J. Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*. 1988. V. 50. Issue 3. P. 338–354.

Efron B. Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife // *Annals of Statistics*. 1979. V. 7. Issue 1. P. 1–26.

Efron B., Tibshirani R.J. An introduction to the bootstrap // *CRC press*. 1994. P. 325–328.

Hesterberg T. Bootstrap // *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*. 2011. V. 3. Issue 6. P. 497–526.

Lunneborg C.E. Data analysis by resampling: Concepts and applications. Duxbury Press, 1st edition, 2000. 568 p.

METHODOLOGICAL ASPECTS OF FISHERY RESEARCH

AZOV SEA FISHES STOCK ASSESSMENT BY SWEEPED AREA METHOD THROUGH BOOTSTRAP

© 2024 y. M.M. Piatinskii, V.N. Belousov, S.N. Kulba

*Azov-Black Sea branch of Russian Federal Research Institute
of Fisheries and Oceanography, Russia, Rostov-on-Don, 344002*

Recently driven changes in habitat conditions in the Azov Sea make classic applications of swept area method inconsistent. Swept area stock assessment method modification for stock estimation of aquatic biological resources through nonparametric bootstrap is presented. New approach is tested against classic calculated results of swept area method for next fish species: Azov anchovy, tulka, turbot and Black-Azov sea shad according to data collected during 2022. Results comparison of classic and modified through bootstrap stock assessment methods leads no significant deviations in mean value estimation. Maximum difference between mean estimates of stock size was 3,75%. Confidential intervals width difference between reviewed methods, in general, was not significant. Most valuable difference in confidential intervals was detected in BCa approach against classic method with quantile approach (due to methodological features of BCa in bias correction procedure). The new stock assessment approach for swept area method though bootstrap permit to calculate statistically valid estimates, their confidential intervals and perform input data validation. The absence of significant differences in the results by the classical and proposed methods indicates the further applicable possibility of classic method even in normality violation in source samples. The normality requirements in methodology of classic approach, probably, is redundant.

Keywords: Azov Sea, swept area method, stock assessment, population dynamics, normal distribution, resampling.