

УДК: 639.2.081.117.001.8 (262.81)

Проблемы совершенствования траловых съёмок осетровых Каспийского моря

Т. И. Булгакова¹, В. К. Бабаян¹, Д. А. Васильев¹, А. И. Михайлов¹, И. А. Сафаралиев²

¹ Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО, г. Москва)

² Каспийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства (КаспНИРХ, г. Астрахань)
e-mail: tbulgakova@vniro.ru

Рассмотрены вопросы планирования учётных траловых съёмок каспийских осетровых в зоне ответственности Российской Федерации и обработки их результатов. Особое внимание уделено аспектам стратификации съёмок, позволяющей повысить точность оценки плотности запаса, вопросам оптимального размещения тралений по стратам и оценке минимально необходимого количества проб. Приведены примеры расчётов по данным, полученным во время съёмок в разные годы.

Ключевые слова: Каспийское море, планирование траловых учётных съёмок, выборочные методы, оценка запасов.

ВВЕДЕНИЕ

В условиях введённого моратория на коммерческий промысел в Каспийском море траловые или тралово-акустические съёмки являются основным источником информации при мониторинге запасов каспийских осетровых. В ходе траловых съёмок сотрудники ФГУП «КаспНИРХ» собирают обширный материал, который затем заносится в электронную базу данных (БД). В записях БД приводятся название судна, даты и координаты траления, данные по глубине, температуре, солёности, прозрачности воды. Данные по биологии осетровых рыб включают в себя следующие данные: вид, размеры особей, физиологическое состояние рыб, масса особей и т.п. Одновременно собираются материалы по кормовой базе осетровых, но они пока не занесены в электронную базу данных.

Сбор данных с помощью траловых съёмок проводится разными прикаспийскими странами, но единая БД до сих пор не создана. Создание такой БД с единым форматом данных и доступом, открытым для всех стран-участниц, является важной задачей для оценки запасов осетровых Каспия, которые распространены по всему ареалу [Пиллинг и др., 2006]. Понятно, что достоверность оценки величины запаса, полученной по материалам съёмок только в зоне одного государства, весьма относительна.

В данной работе основное внимание уделено проблемам стратификации съёмок, оцениванию плотности запаса по стратам и точности полученных оценок, а также вопросам оптимального размещения тралений и минимизации необходимого количества проб для подсчета численности запаса с заданной точностью. Приведе-

ны примеры расчётов. В работе использованы методические разработки, полученные авторами ранее [Булгакова и др., 2013].

Общая схема международных тралово-акустических съёмок каспийских осетровых является установившейся практикой, однако в связи с указаниями СИТЕС по совершенствованию их методологии и необходимости перехода к стратифицированным и случайным съёмкам (семинар ФАО в Анталии, сентябрь 2009 г.), практические аспекты планирования и обработки съёмок каспийских осетровых потребовали специальных усовершенствований.

Важнейшим аспектом планирования учётных съёмок является выбор подходов к оценке статистических характеристик пространственно распределённых случайных величин. При этом важно, что при вычислении статистических характеристик от усреднения по реализациям переходят к усреднению по пространству. Предельные теоремы математической статистики оперируют наборами независимых случайных величин. Однако для любых двух точек исследуемого пространства значения случайной функции (в нашем случае плотности запаса) могут не быть независимыми. Для решения ключевой проблемы — учёта возможных автокорреляций — приняты следующие гипотезы [Кокрен, 1976]:

математическое ожидание плотности запаса есть кусочно-постоянная функция, т.е. всё пространство разбито на области (страты), где оно постоянно;

корреляционная функция (в пределах страты) зависит только от расстояния между точками, которое может рассматриваться и как векторное.

Как показал анализ вариограмм, построенных по результатам съёмок каспийских осетровых, радиус корреляции в данных меньше, чем расстояние между тралениями, проводимыми в центрах соседних квадратов. В связи с этим в расчётах целесообразно основываться на допущении об отсутствии корреляций между измерениями, проведенными в разных квадратах.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Оценка численности запаса и её дисперсии по результатам съёмки. Стратификация района выполняется с целью снижения дисперсии оценки численности запаса и состоит

в разбиении всего района проведения съёмок на такие подрайоны (страты), в которых математическое ожидание распределения плотности хотя и не постоянно, но подвержено наименьшим колебаниям. Предположим, что район проведения съёмок надлежащим образом стратифицирован. Рассмотрим формулы расчёта статистических параметров при стратифицированном отборе проб. Пусть общее количество страт в районе равно L , и в каждой страте с номером h ($h = 1, 2, \dots, L$) существует множество из N_h пространственных единиц (в акватории Каспия это статистические квадраты, далее — СК). В страте h проводится n_h тралений, и при i -ом тралении ($i = 1, 2, \dots, n_h$) в этой страте получен улов $x_{h,i}$.

Заметим, что СК, строго говоря, представляет собой не квадрат. Это часть поверхности моря в районе проведения съёмок, ограниченная двумя параллелями и двумя меридианами. Условимся считать, что проекция этой поверхности является прямоугольником со сторонами $10'$ по широте и $10'$ по долготе. Традиционно такой прямоугольник на Каспии называют «квадратом». В границах исследуемого района длина дуги 1 градуса по меридиану практически не меняется, а по широте меняется заметно (табл. 1), в связи с чем с изменением широты меняется и площадь СК.

Таблица 1. Длина одного градуса дуги меридиана и параллели, км [Зубов, 1957, табл. 188]

	Градус широты				
	30	40	50	60	70
По параллели	96,5	85,4	71,7	55,8	38,2
По меридиану	110,9	111,0	111,2	111,4	111,6

Тем не менее, поскольку протяженность зоны ответственности РФ в Северном Каспии вдоль меридиана составляет всего 4 градуса (рис. 1), можно условно принять площадь СК постоянной для всего исследуемого района, а $10'$ -ые стороны СК рассчитать для 45° с.ш., тогда площадь одного СК составит $242,4 \text{ км}^2$. Предположение о постоянстве площади одного СК в части моря, которая находится в зоне ответственности России, существенно упрощает расчёты и может внести ошибку в оценку численности запаса в пределах 1–2%.

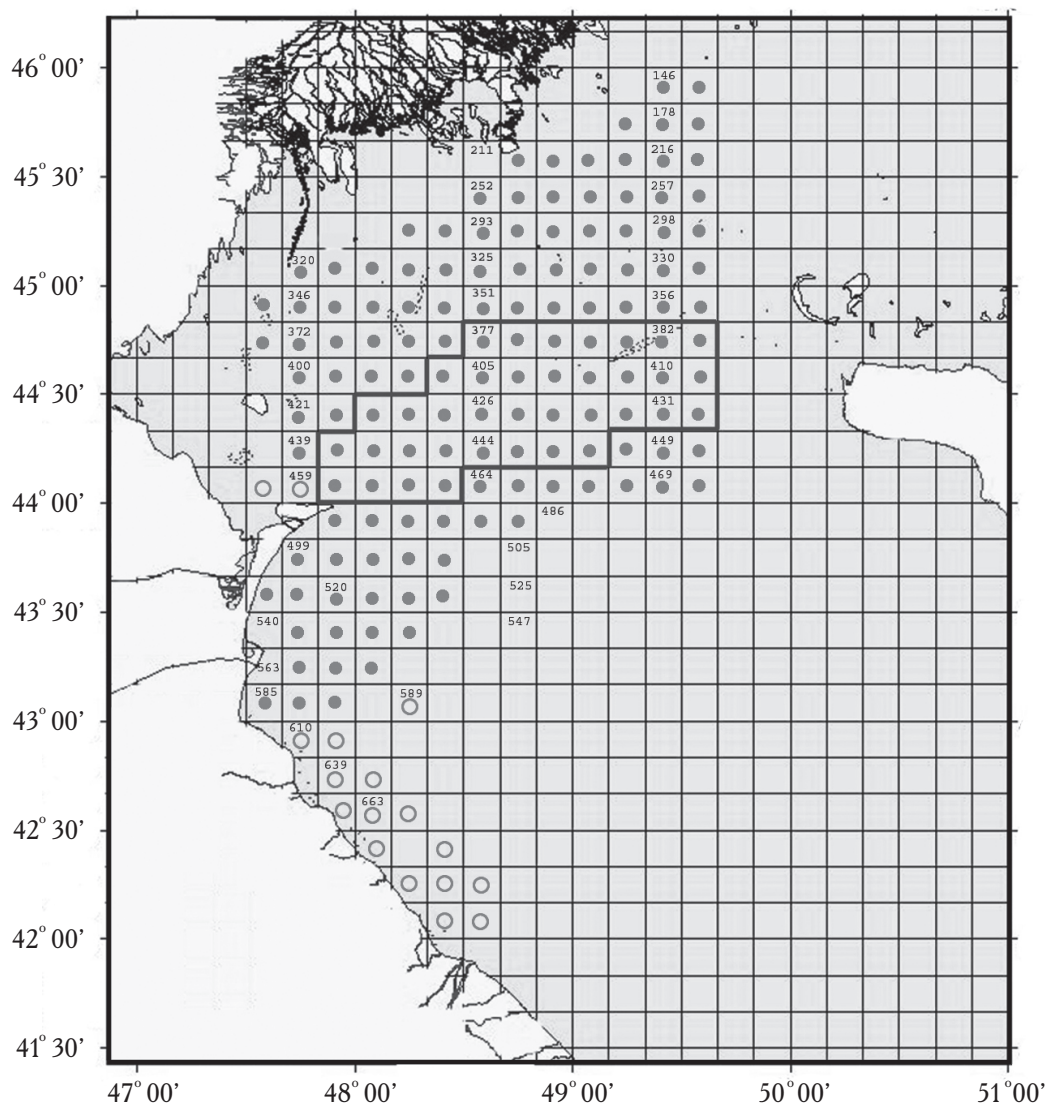


Рис. 1. Распределение тралений во время летней съёмки в зоне ответственности России в Каспийском море

Точками на рис. 1 показаны СК, в которых регулярно проводятся траления, но не все эти СК облавливаются ежегодно. Незаполненными кружками показаны те СК, в которых после 2007 г. по разным причинам траления не проводятся. Область, ограниченная жирной ломаной линией, названа Приглубой зоной. К северу и северо-западу от нее расположены СК, отнесённые к Северному мелководью. Вплотную к Приглубой зоне с юга прилегают 10 СК, называемые в данной работе «добавленной частью». К югу и юго-западу от этих СК расположены СК, которые в данной работе отнесены к зоне, расположенной вдоль Дагестанского побережья, иногда в литературе этот район называется «западной частью Среднего Каспия».

Оценивание плотности запаса в случае её распределения, близкого к нормальному. Обычно в каждом СК проводится не более одного траления, если же в i -ом СК в страте с индексом h проведено более одного траления, то величину $x_{h,i}$ следует приравнять к значению среднего улова за траление в данном СК. Стандартное траление при выполнении съёмки длится 30 мин. Средний улов за траление (плотность запаса) в страте h вычисляется по формуле:

$$\bar{x}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{h,i}. \quad (1)$$

Дисперсия улова за траление в страте h равна:

$$D(x_h) = \frac{1}{n_h - 1} \sum_i^{n_h} (x_{i,h} - \bar{x}_h)^2, \quad (2)$$

стандартное отклонение улова за траление внутри той же страты равно:

$$s_h = \sqrt{D(x_h)}.$$

Стандартное отклонение средней оценки улова за траление для страты h в $\sqrt{n_h}$ раз меньше, т.е. равно:

$$s_{\bar{x}_h} = \sqrt{\frac{D(x_h)}{n_h}}. \quad (3)$$

Статистические оценки для всего района исследований находятся следующим образом. Средний взвешенный по площадям улов на траление для всего района равен:

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{S_h \bar{x}_h}{S_{tot}}, \quad (4)$$

где S_h — площадь страты h , площадь всего района $S_{tot} = \sum_{h=1}^L S_h$. Тогда дисперсия средней плотности по всему району равна:

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L \frac{S_h^2}{S_{tot}^2} D(\bar{x}_h). \quad (5)$$

Поскольку в нашем случае площадь страты можно представить как $S_h = bN_h$, где b — площадь одного СК, то (4) можно переписать в виде:

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h \bar{x}_h}{N}, \quad (6)$$

а уравнение (5) заменить на:

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L \frac{N_h^2}{N^2} D(\bar{x}_h), \quad (7)$$

где

$$N = \sum_h N_h.$$

Величину индекса численности запаса в страте h определим как:

$$I_h = N_h \bar{x}_h. \quad (8)$$

Отметим, что формула (8) даёт выражения для *индекса численности*. Чтобы получить оценку абсолютной величины численности, необходимо знать коэффициенты уловистости используемого в данной страте трала (q_h) и отношение площади квадрата (b) к протральной площади за одно получасовое траление (эту протральную площадь обозначим как tr_h), за которое в среднем в этой страте поймано \bar{x}_h экз. Поскольку оба эти параметра могут быть различны для разных страт, формулу оценки численности запаса во всём районе Y следует записать в виде:

$$Y = \sum_{h=1}^L B_h \bar{x}_h, \quad (9)$$

где

$$B_h = \frac{N_h b}{q_h tr_h}$$

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L B_h^2 D(\bar{x}_h). \quad (10)$$

Таким образом, формулы (9) и (10) представляют собой оценки общей численности запаса в районе для наиболее распространенного случая, когда в разных стратах работают различные суда и применяются разные орудия лова.

Оценивание параметров распределения плотности запаса при большом количестве нулевых значений уловов в тралениях. При значительном количестве нулевых тралений в качестве вероятностного распределения исследуемого параметра рекомендуется использовать дельта-распределение Эйтчисона [Aitchison, 1955, Гасюков и др., 2006]. Расчётные формулы и вариант применения этого распределения к осетровым Каспийского моря приведён в работе авторов [Булгакова и др., 2013].

Прежде чем применять это распределение, требуется показать, что множество ненулевых уловов описывается логнормальным распределением, т.е. логарифмы выборочных

уловов можно описать функцией нормального распределения. Для проверки гипотезы о пригодности нормального распределения при описании логарифмов уловов можно использовать несколько статистических критериев. Мы предлагаем использовать критерий W [Хан, Шапиро, 1969], поскольку он позволяет принимать решение о нормальности распределения для малых выборок.

Расчёт доверительных интервалов оценки среднего улова на траление по стратам при заданной доверительной вероятности. Оценка среднего, получаемая по некоторой выборке из генеральной совокупности, является случайной величиной, т.е. её отклонение от математического ожидания тоже случайная величина. Частным случаем центральной предельной теоремы является следующее утверждение: закон распределения средней арифметической большого числа одинаково распределённых независимых случайных величин имеет распределение, близкое к нормальному. В большинстве случаев уже при $n > 20$ закон распределения среднего близок к нормальному [Аксютин, 1968].

Расчёт приближенной оценки ширины доверительного интервала оценки средней плотности внутри страты (ε) можно провести по формуле:

$$\varepsilon = u_p \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (11)$$

где σ — выборочное стандартное отклонение, u_p — аргумент нормального распределения, p — доверительная вероятность.

СТРАТИФИКАЦИЯ РАЙОНА. Как уже отмечалось выше, стратификация выполняется с целью снижения дисперсии оценки численности и состоит в разбиении всего района проведения съёмок на такие подрайоны (страты), в которых математическое ожидание распределения плотности подвержено наименьшим колебаниям.

Важной проблемой стратификации является выбор принципа раздела всего района съёмок на подрайоны (страты). Для выбора принципа стратификации при планировании съёмки в следующем году следует проанализировать съёмки, проводимые ранее. Предположим, что на осно-

вании результатов предыдущих съёмок оценено распределение плотности запаса по всему району. Далее следует выделить некоторый фактор среды, тесно связанный с плотностью запаса, в результате чего границы страт естественно назначать согласно распределению выбранного фактора. В роли определяющего фактора может выступать, например, распределение температуры, солёности, кормовых организмов или глубина моря в месте траления. Удобно выбирать именно глубину, поскольку она неизменна во времени, в то время как распределение кормовых организмов и другие упомянутые выше факторы могут меняться по годам и сезонам.

В связи со сказанным, ниже в нескольких примерах приводится анализ распределений осетра: как русского *Acipenser gueldenstaedtii*, так и персидского *A. persicus* в разные годы в период 2007–2011 гг.

Для решения вопроса о различиях между двумя стратами целесообразно использовать критерий Колмогорова-Смирнова [Урбах, 1964]. Согласно указанному критерию, в качестве нулевой гипотезы принимается предположение, что обе выборки (объёмом n_1 и n_2 соответственно) принадлежат к одной генеральной совокупности. Рассчитываются выборочные накопленные частотные распределения для каждой из двух выборок и сравниваются полученные два распределения. Пусть A — наибольшая по модулю разность между соответствующими накопленными (интегральными) значениями. Рассчитывается величина критерия K по формуле:

$$K = A^2 \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}. \quad (12)$$

Согласно данному критерию, если величина $K < 1,84$, то принимается нулевая гипотеза, если $K > 2,65$, то нулевая гипотеза отвергается.

Действующая в настоящее время стратификация зоны ответственности России в Каспийском море состоит из 3 подрайонов (страт): Северного мелководья, Приглубой зоны и акватории вдоль Дагестанского побережья. Численность каждого вида осетровых оценивается отдельно для каждой страты. Ниже приводится пример анализа оптимальности разбиения на страты Приглубой зоны.

ОБЕСПЕЧЕНИЕ ВЫПОЛНЕНИЯ УСЛОВИЯ СЛУЧАЙНОСТИ СЪЁМОК. Из статистической теории следует, что, для того чтобы иметь возможность оценить точность получаемых оценок плотности и запаса, съёмка должна быть не только стратифицированной, но и случайной. И хотя проводимая в Северном Каспии съёмка традиционно организовывалась как «регулярная», при определённых допущениях её можно рассматривать как случайную. Во-первых, хотя считается, что координаты начала траления строго соответствуют центрам СК, на практике это условие обычно не соблюдается по целому ряду технических причин. Порядок обхода СК тоже меняется год от года. Во-вторых, распределение рыб непрерывно меняется, и результаты съёмки, полученные в разное время в одних и тех же координатах, могут сильно различаться, даже если интервал времени между выборками очень мал. Таким образом, случайность съёмки определяется и пространственной изменчивостью распределения рыб.

Нами рекомендовано также вносить случайность и в сам план проведения съёмки — каждый год номер первого исследуемого квадрата выбирать с помощью датчика случайных чисел, меняя таким образом порядок обхода СК.

Оптимальное размещение тралений по стратам. При планировании съёмок общее количество проб в данном районе (в нашем случае — количество тралений), как правило, ограничено экономическими и другими факторами. Строго говоря, можно проводить траления равномерно по всему району, однако наиболее целесообразно использовать для решения этой задачи критерий Неймана [Кокрен, 1976; Гасюков и др., 2006; Sabatella, Franquesa, 2004]. Согласно этому критерию, распределение тралений по стратам производится пропорционально корню квадратному из дисперсии плотности запаса внутри каждой страты. В качестве коэффициентов пропорциональности берутся количества измерений в страте с индексом h , в нашем случае — это количество статистических квадратов N_h или площадь страты. Такое распределение станций по стратам названо «неймановым размещением». Практический смысл использования ней-

манова размещения станций по стратам состоит в том, что такая стратификация приводит к желаемому результату — снижению дисперсии оценки плотности запаса.

Пусть N_h — количество СК в страте h , σ_h^2 — оценка дисперсии плотности запаса в страте h , а суммарное количество тралений в районе n задано, причём $n = \sum_h n_h$. Формула размещения тралений по стратам согласно критерию Неймана имеет вид [Кокрен, 1976]:

$$n_h = n \frac{N_h \sigma_h}{\sum_h N_h \sigma_h}. \quad (13)$$

Для более общего случая, когда в разных стратах исследуемого района применяются разные орудия лова, в нашей работе [Булгакова и др., 2014] предложена модификация формулы Неймана в виде:

$$n_h = \frac{B_h \sigma_h}{\sum_h B_h \sigma_h} n. \quad (14)$$

Обобщённые параметры B_h зависят от параметров орудий лова в данной страте, эти зависимости приведены выше в формулах (9) и (10). Такая модификация весьма существенна, поскольку в Северном мелководье Каспийского моря применяется трал с иными характеристиками, нежели в остальных подрайонах российской зоны.

При размещении станций, согласно условию (14), дисперсия выборочного среднего в страте h равна $\frac{1}{n} B_h \sigma_h \sum_h B_h \sigma_h$. В силу устойчивости нормального распределения, сумма оценок численности по стратам $Y = \sum_h B_h \bar{x}_h$ также будет распределена по нормальному закону [Корн, Корн, 1968] с суммарной дисперсией $\frac{1}{n} \sum_h (B_h \sigma_h)^2$.

Ширина доверительного интервала оценки нормально распределённой величины численности запаса $Y = \sum_h B_h \bar{x}_h$ записывается в виде:

$$\frac{u_\rho}{\sqrt{n}} \sum_h B_h \sigma_h,$$

где u_ρ — аргумент стандартного нормального распределения при заданной доверительной вероятности. При заданной необходимой точности δ оценки Y общее количество измерений n находится из условия:

$$\frac{u_\rho}{\sqrt{n}} \sum_h B_h \sigma_h \leq \delta \sum_h B_h \bar{x}_h,$$

откуда

$$n \geq \left(\frac{u_\rho \sum_h B_h \sigma_h}{\delta \sum_h B_h \bar{x}_h} \right)^2. \quad (15)$$

При таком размещении (14) достигается минимум дисперсии оценки общей численности [Булгакова и др., 2014], т.е. именно такое размещение числа тралений следует считать оптимальным.

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЁТОВ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Примеры анализа оптимальности стратификации Приглубой зоны. К этому подрайону традиционно относятся статистические

квадраты с номерами: 377–383; 404–411; 423–432; 440–447; 460–463. К Приглубой зоне с юга примыкает район из 10 СК, расположенных в среднем Каспии между этой зоной и зоной вдоль побережья Дагестана. Номера СК этого района (добавленная часть) — 448–450; 464–470.

Проанализируем оптимальные варианты стратификации, полученные на основании результатов съёмок 2004 и 2007 гг. Анализ распределения тралений съёмки 2004 г. подробно описан ранее [Булгакова и др., 2013], где показано, что в оптимальном варианте область Приглубой зоны целесообразно разделить на 2 страты, первая — западная часть Приглубой зоны — содержит 16 СК, вторая объединяет оставшуюся часть Приглубой зоны и добавленную часть и содержит 29 СК. Такое деление Приглубой зоны на страты оказалось весьма эффективным, поскольку позволило уменьшить ошибку оценки среднего улова за траление с 0,38 (при отсутствии стратификации зоны) до 0,25, т.е. на 34%.

Рассмотрим теперь данные съёмки 2007 г. для той же зоны. Всего было протралено в 2007 г. 139 СК из 157. В качестве варианта 1 деления Приглубой части на 2 страты выбираем то деление, которое оказалось оптимальным для съёмки 2004 г. (рис. 2).

Коэффициент критерия Колмогорова-Смирнова для двух страт Приглубой зоны при таком

Таблица 2. Статистики распределения русского осетра, полученные во время съёмки 2007 г. при стратификации, соответствующей рис. 2 (как в 2004 г.).

Показатели	Северное мелководье	Приглубая зона			Дагестанское побережье и добавленная часть		
		Страта 1	Страта 2	Всего, без стратификации	Добавл. СК	Дагестан	Дагестан + добавл. СК
N_h/n_h	65/60	16/13	21/21	37/34	10/10	45/21	55/31
Средняя плотность	0,18	4,38	3,05	3,56	0,70	0,57	0,51
Дисперсия D, экз. ²	0,537	9,92	26,45	20,07	1,79	0,66	0,98
Стандартное отклонение S, экз.	0,73	3,15	5,14	4,48	1,34	0,81	0,99
CV	3,99	0,72	1,69	1,26	1,91	1,42	1,93
$\sigma_{\bar{x}}$	0,10	0,87	1,12	0,77	0,42	0,18	0,18
Критерий Колмогорова-Смирнова		1,53 со стр. 2	1,45 с доб. СК			0,11 с доб. СК	

N_h/n_h — общее количество СК в подрайоне/количество протраленных СК в том же подрайоне в данном году; CV — коэффициент вариации, $\sigma_{\bar{x}}$ — стандартное отклонение оценки средней плотности запаса

				376	0	3	5	2	3	2	4
			403	xxx	4	5	3	4	7	1	0
	422	8	xxx	5	5	1	0	5	1	2	0
439	xxx	1	12	5	2	1	2	1	4	2	0
459	0	3	24	0	0	0	0	0	0	1	0

Рис. 2. Первый вариант стратификации Приглубой зоны для русского осетра в 2007 г. Деление на 2 страты проведено так же, как в 2004 г.: цифры внутри СК означают количество экземпляров русского осетра, выловленных за получасовое траление в 2007 г. Светло-серые СК отнесены к страте 1, серые СК — к страте 2. Добавленные СК покрашены темно-серым цветом и объединены со стратой 2. Знак «xxx» показывает, что данный СК в 2007 г. не облавливался. Пунктиром слева на строках приведены номера соответствующих СК

				376	0	3	5	2	3	2	4
			403	xxx	4	5	3	4	7	1	0
	422	8	xxx	5	5	1	0	5	1	2	0
439	xxx	1	12	5	2	1	2	1	4	2	0
459	0	3	24	0	0	0	0	0	0	1	0

Рис. 3. Второй вариант деления Приглубой зоны на 2 страты для съёмки 2007 г., которое оказалось более эффективным. Обозначения, как на рис. 2

же деления на страты, которое было выбрано для съёмки 2004 г., равен $K = 1,53 < 1,84$. Это означает, что такое деление района на страты для съёмки 2007 г. не целесообразно, и две выборки следует считать принадлежащими одной генеральной совокупности. Тот же критерий при сравнении страты 2 и добавленных СК

($K = 1,45 < 1,84$) показал, что добавленные СК можно объединить с СК собственно страты 2. Таким образом, эффективная для съёмки 2004 г. стратификация оказалась не эффективной для 2007 г.

Более эффективным оказался второй вариант стратификации Приглубой зоны в 2007 г., он приведён на рис. 3 и в табл. 3.

Поскольку коэффициент Колмогорова-Смирнова (12) при сопоставлении страт 1 и 2 равен 2,95, эти страты следует рассматривать отдельно, такая стратификация позволяет уменьшить стандартное отклонение оценки улова за траление с 4,48 до 3,15, т.е. в 1,4 раза (см. табл. 3).

Добавленные СК целесообразно объединить с зоной Дагестанского побережья, поскольку коэффициент Колмогорова-Смирнова при сравнении страты 2 с добавленной частью равен $K = 0,92$, а при сравнении зоны Дагестана с добавленной частью $K = 0,11$.

Расчёт статистических параметров для объединённого столбца («После стратификации») ведётся по формулам (16), где N_h — общее количество СК в страте h , включая не обловленные в данном году. При этом полагаем, что оценки средней плотности в разных стратах это независимые случайные величины, тогда оценка общей дисперсии рассчитывается как взвешенная сумма дисперсий этих случайных величин:

Таблица 3. Статистика распределения русского осетра по съёмке 2007 г. при втором варианте стратификации, соответствующей рис. 3

Показатели	Приглубая зона				Дагестанское побережье и добавленная часть			Весь район РФ
	Страта 1	Страта 2	Без стратификации	После стратификации	Дагестанское побережье	Добавленная часть	В сумме	
N_h/n_h	21/18	16/16	37/34	37/34	45/21	10/10	55/31	147/125
Средняя плотность	5,39	1,5	3,56	3,71	0,57	0,70	0,61	1,16
Дисперсия D , экз. ²	29,43	2,27	20,07	9,90	0,66	1,79	0,98	0,70
Стандартное отклонение S , экз.	5,42	1,51	4,48	3,15	0,81	1,34	0,99	0,84
$\sigma_{\bar{x}}$	1,28	0,376	0,77	0,52	0,18	0,42	0,18	0,08
CV	1,01	1,00	1,26	0,83	1,42	1,91	1,61	0,73
Критерий Колмогорова-Смирнова	2,95	0,92			0,11			
	со стр. 2	с доб. СК			с доб. СК			

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h \bar{x}_h}{N},$$

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{b=1}^L \frac{N_b^2}{N^2} D(\bar{x}_b), \quad (16)$$

где $N = \sum_h N_h$.

Или

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h \bar{x}_h}{N} =$$

$$= \frac{21 \cdot 5,39 + 16 \cdot 1,5}{37} = 3,708$$

и

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h^2}{N^2} D(\bar{x}_h) =$$

$$= \frac{21^2 \cdot 29,43 + 16^2 \cdot 2,267}{37^2} = 9,90.$$

По аналогичным формулам рассчитываются и средняя плотность по всему району, и дисперсия этой оценки (последний столбец табл. 3).

Рассмотрена также эффективность разбиения Приглубой зоны на страты, предложенного для 2004 г. в качестве оптимального, для анализа результатов съёмки 2009 г. При сравнении страт 1 и 2 по критерию Колмогорова-Смирнова значение критерия равно $K = 0,544 < 1,84$. Это означает, что обе страты следует рассматривать как единую выборку.

Таким образом, понятно, что стратификация, оптимальная для некоторого года, но не основанная на выделении «ведущего фактора», вовсе не обязательно окажется оптимальной для других лет.

Анализ возможности стратификации по глубине на основе траловой съёмки 2010 г. В 2010 г. в зоне ответственности России траления проведены в 125 из 157 СК, где поймано 241 экз. русского осетра. В первом варианте стратификация принята такой, которая соответствовала оптимальному варианту 2 для съёмки 2007 г. (рис. 4).

						376	0	0	0	0	17	4	0
					403	5	2	6	0	0	0	2	0
	422	14	xxx	1	0	4	2	6	8	0	4		
439	xxx	18	25	4	2	2	0	4	5	5	3		
459	0	1	1	4	0	9	3	2	6	2	0		

Рис. 4. Первый вариант стратификации Приглубой зоны для русского осетра при съёмке в 2010 г. Деление на страты проведено так же, как во втором варианте съёмки 2007 г.

Сравнение страт 1 и 2 по критерию Колмогорова-Смирнова даёт оценку $K = 0,327$, при сравнении страты 2 с добавленной частью получаем оценку $K = 0,627$. Таким образом, все СК Приглубой зоны можно объединить в одну выборку. Это означает, что стратификация, эффективная для 2007 г., для 2010 г. оказалась не эффективной.

Сопоставление подрайонов побережья Дагестана и добавленной части дало оценку $K = 1,854 > 1,84$, т.е. нельзя уверенно объединять эти две выборки, поэтому добавленные СК были объединены с Приглубой зоной.

Теперь, по данным той же съёмки 2010 г., рассмотрим возможность провести стратификацию Приглубой зоны Северного Каспия вместе с добавленными СК из Среднего Каспия по глубинам (рис. 5). Проведено деление этой зоны на 3 страты по глубинам (8–14, 15–21 и 22–41 м; выборок $n_1 = 19$, $n_2 = 14$ и $n_3 = 14$). Применим критерий Колмогорова-Смирнова, чтобы оценить целесообразность объединения двух страт для разных пар выборок при стратификации по глубинам. Сравнение первой страты со второй даёт $K(1, 2) = 1,074$, сравнение первой страты с третьей — $K(1, 3) = 1,438$, а второй с третьей даёт $K(2, 3) = 0,571$. Наименьшее значение

						376	13	14	13	13	12	11	8
					403	14	12	11	13	12	16	18	20
	422	14	xxx	11	12	14	18	19	23	25	27		
xxx	18	16	16	17	21	24	26	26	26	26	31		
13	17	17	19	17	25	29	30	30	36	41			

Рис. 5. Стратификация по глубинам для съёмки 2010 г. Цифры внутри СК — глубины в м, СК страт 1, 2 и 3 покрашены светло-серым, серым и темно-серым цветом соответственно. Жирным шрифтом показаны глубины в тех СК, для которых отсутствовали данные по глубине, им присвоены усредненные значения по соседним СК

			376	0	0	0	0	17	4	0
		403	5	2	6	0	0	0	2	0
422	0	xxx	1	0	4	2	6	8	0	4
xxx	18	25	4	2	2	0	4	5	5	3
0	1	1	4	0	9	3	2	6	2	0

Рис. 6. Второй вариант стратификации Приглубой зоны в 2010 г. по глубинам: деление на 3 страты, как на рисунке 5. Цифры внутри СК — уловы на траление

К получено при сопоставлении страт 2 и 3, $K(2, 3) = 0,571 < 1,84$, т.е. целесообразно объединить эти две страты.

Сравнение первой страты с объединённой второй и третьей даёт наибольшее значение критерия $K(1, (2 + 3)) = 1,479$, но все равно значение K меньше предела (равного 1,84), при превышении которого отвергается решение об объединении страт. Отсюда можно сделать вывод, что глубина не является определяющим фактором для распределения русского осетра в Приглубой зоне. Возможно, интервал глубин в данной зоне (от 8 до 41 м) слишком мал, чтобы обнаружить такую зависимость.

СТРАТИФИКАЦИЯ ПРИ НАРУШЕНИИ УСЛОВИЯ СВЯЗНОСТИ СТРАТЫ. В предыдущих примерах стратификации каждая страта представляла собой связную область. Но часто в соседних СК наблюдаются резкие различия плотности, что не позволяет добиться однородности внутри страты. Рассмотрим теперь тре-

			376	0	0	0	0	17	4	0
		403	5	2	6	0	0	0	2	0
422	0	xxx	1	0	4	2	6	8	0	4
xxx	18	25	4	2	2	0	4	5	5	3
0	1	1	4	0	9	3	2	6	2	0

Рис. 7. Третий вариант стратификации Приглубой зоны для съёмки 2010 г.: внутри каждого СК приведены уловы (экз.) на траление, условие связности страты не выполнено

тий вариант стратификации Приглубой зоны на основе съёмки 2010 г. (рис. 7): разделение на 2 страты проведено только на основе величины плотности в СК без выполнения условия связности множеств. Часть добавленных СК включена в первую страту, остальные — во вторую. Возможно, такое распределение связано с какими-то факторами среды, например, с пятнистостью распределения кормовой базы, но данными по кормовой базе мы не располагали, так что выявить причину пока не удалось.

Светло-серым на рис. 7 показана страта 1 (включает 15 СК) с более высокой плотностью, остальные 32 СК (страта 2) — темным. Критерий Колмогорова-Смирнова равен $K = 6,62$, т.е. эти страты следует рассматривать как выборки из разных генеральных совокупностей и для каждой отдельно оценивать параметры. В 16 из 47 СК уловы за траление были нулевыми.

В результате такой стратификации стандартное отклонение снизилось с 5,14 до 2,34,

Таблица 4. Статистики распределения русского осетра в 2010 г. в зоне ответственности России в Каспийском море при стратификации, показанной на рисунке 7

Показатели	Северное мелководье	Приглубая зона объединена с добавленной частью				Дагестанское побережье
		Страта 1	Страта 2	В целом без стратификации	В целом со стратификацией	
N_h/n_h	65/53	15/13	32/32	47/45	47/45	45/27
Средняя плотность	0,66	9,08	1,22	3,49	3,73	1,82
Дисперсия D, экз. ²	2,65	43,91	2,11	26,44	5,45	20,46
Стандартное отклонение S, экз.	1,63	6,63	1,45	5,14	2,34	4,52
CV	2,47	0,730	1,19	1,47	0,63	2,49
Критерий Колмогорова-Смирнова		6,62	со стр. 2			

				376	0	0	0	1	1	0	0
			403	0	0	0	0	0	2	5	0
	422	5	xxx	17	0	1	3	1	17	1	2
439	xxx	5	18	4	4	0	1	0			
459	xxx	xxx	40	5							

Рис. 8. Стратификация (вариант 1) Приглубой зоны для съёмки 2011 г. СК добавленной части отнесены к зоне Дагестанского побережья

				376	0	0	0	1	1	0	0
			403	0	0	0	0	0	2	5	0
	422	5	xxx	17	0	1	3	1	17	1	2
439	xxx	5	18	4	4	0	1	0			
459	xxx	xxx	40	5							

Рис. 9. Второй вариант стратификации Приглубой зоны для съёмки 2011 г. Добавленные СК отнесены к зоне Дагестанского побережья

т.е. более чем в 2 раза. Таким образом, эта стратификация оказалась оптимальной.

На следующем примере, построенном на основе съёмки 2011 г. (рис. 8 и 9); показано, что даже незначительное изменение стратификации, заключающееся в обмене между стратами по одному СК, может существенно снизить дисперсию плотности в каждой страте и во всей Приглубой зоне.

Расчёты по критерию Колмогорова-Смирнова показали, что при стратификации соглас-

но рис. 8 страты 1 и 2 следует рассматривать отдельно ($K = 4,316 > 2,95$), добавочные СК целесообразно объединить с Дагестанской зоной ($K = 0,411$).

При втором варианте стратификации (рис. 9) нарушено условие связности, но незначительно — только один СК второй страты отнесен к первой, и один СК из первой страты отнесен ко второй.

Теперь критерий $K = 5,10$, дисперсия в обеих стратах Приглубой зоны значительно снизилась: если в первом варианте стандартное отклонение в первой страте было равно 13,2, во второй — 8,1, то во втором варианте — 12,5 и 1,47 соответственно (табл. 5). За счёт стратификации Приглубой зоны стандартное отклонение оценки плотности осетра в этой зоне уменьшилось более чем в 2 раза (с 8,02 до 3,86).

Как будет показано в следующих разделах, изменение в делении на страты влияет и на другие важные характеристики планирования траловых съёмок, например, на необходимый минимальный объём выборки и её распределение по подрайонам.

СРАВНЕНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ РУССКОГО И ПЕРСИДСКОГО ОСЕТРА В 2007 Г. Чтобы понять, одинаково ли распределяются два вида осетра в один и тот же год, проанализировано распределение в Приглубой зоне персидско-

Таблица 5. Статистики распределения осетра по подрайонам во время съёмки 2011 г. при стратификации согласно варианту 2

	Северное мелководье	Приглубая зона				Добавленные СК	Дагестанское побережье	Дагестан + добавленные СК
		Страта 1	Страта 2	В целом без стратификации	В целом со стратификацией			
N_h/n_h	65/65	11/7	26/26	37/33	37/33	10	46/25	56/35
Средняя плотность	0,45	15,29	1,0	4,03	5,05	0,30	1,84	1,40
Дисперсия D, экз. ²	2,03	156,90	2,16	64,27	14,93	0,456	11,56	8,77
Стандартное отклонение S, экз.	1,43	12,53	1,47	8,02	3,86	0,675	3,40	2,96
CV	3,19	0,82	1,47	1,99	0,77	2,02		
Критерий Колмогорова-Смирнова		5,1 со стр. 2					0,41 с доб.СК	

				376	1	5	13	10	4	1	5
			403	xxx	7	6	4	18	8	1	3
	422	12	xxx	12	12	4	9	10	5	5	4
439	xxx	0	7	4	4	1	4	3	0	7	4
459	0	1	13	2	0	2	2	2	1	2	1

Рис. 10. Деление на страты Приглубой зоны в 2007 г. для персидского осетра

го осетра в 2007 г. Дело в том, что в последующие годы уловы этого вида были незначительны: например, в 2010 г. было поймано 11 экз., из них по 1 экз. в Северном мелководье и в Приглубой зоне и 9 экз. у Дагестанского побережья.

Как оказалось, для запаса персидского осетра в 2007 г. деление Приглубой зоны на страты следует проводить иначе, чем для русского осетра в том же году (см. рис. 3). Лучший вариант деления на страты при изучении распределения персидского осетра показан на рис. 10. Коэффициент Колмогорова-Смирнова при сравнении страт 1 и 2 меньше нижнего предела принятия решения о различии страт (предел равен 2,65, а $K = 2,62$), но очень к нему близок, поэтому рассматриваем эти страты отдельно. Такая стратификация позволила на 42% уменьшить стандартное отклонение плотности в Приглубой зоне (табл. 6). Добавленные СК (темно-серый цвет) объединены с зоной побережья Дагестана ($K = 0,138$).

При оценке параметров для всей зоны ответственности России не учитывали район Северного мелководья, поскольку в 2007 г. там пойман только один экземпляр персид-

ского осетра. Получено, что средняя плотность персидского осетра в 2007 г. равна 4,48 экз. на траление при стандартном отклонении 2,73 экз. на траление.

ПРИМЕР РАСЧЁТОВ ЧИСЛЕННОСТИ ЗАПАСА РУССКОГО ОСЕТРА ДЛЯ 2004 Г. И ОПТИМАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ТРАЛЕНИЙ ПО СТРАТАМ ДЛЯ РАЗНЫХ ЛЕТ. Для русского осетра в Северном мелководье, где используется 9-метровый трал, коэффициент уловистости принят равным $q = 0,1$, а в других подрайонах используется 24-метровый трал, для которого $q = 0,22$. Площадь одного СК равна $b = 242,4$ км². Протраленная площадь за получасовое траление в Северном мелководье равна 16 326 м², в остальных районах — 37 950 м². Таким образом, за одно траление в Северном мелководье облавливается доля СК, равная $tr/b = 0,67 \times 10^{-4}$, а в остальных подрайонах $tr/b = 1,56 \times 10^{-4}$. Несомненно, исследуется такая незначительная часть площади района, что трудно говорить о репрезентативности съёмки. Для иллюстрации сначала оценим значения параметров V_h по данным съёмки 2004 г., а также общую численность русского осетра в российской зоне по формулам (9) и (10) для разных страт, а также дисперсии численности $D(Y)_{\text{факт}}$, полученные при фактическом распределении тралений по стратам (табл. 7).

В нижней части таблицы приведено оптимальное относительное распределение числа тралений по стратам (n_h/n), справедливое при

Таблица 6. Статистики распределения персидского осетра в 2007 г.

Показатели	Приглубая зона без стратификации	Приглубая зона со стратификацией			Добавленные СК	Побережье Дагестана	Дагестан + добавленные СК
		Страта 1	Страта 2	Вместе			
N_h/n_h	37/34	16/14	21/20	37/34	10/10	45/21	55/31
Средняя плотность	5,82	8,79	3,75	5,62	2,10	3,81	3,50
Дисперсия D, экз. ²	19,97	20,64	9,57	6,94	4,32	26,36	17,79
Стандартное отклонение S, экз.	4,47	4,54	3,09	2,64	2,08	5,13	4,22
CV	0,77	0,52	0,82	0,47	0,99	1,35	1,21
Критерий Колмогорова-Смирнова		2,62 со стр. 2	1,35 с доб. СК			0,138 с доб. СК	

Таблица 7. Расчёт общей численности запаса русского осетра в зоне ответственности России, дисперсии этой оценки по данным съёмки 2004 г. и оптимального (согласно двум критериям — неймановскому и его модификации) распределения количества станций по стратам [по Булгакова и др., 2014]

Показатели	Приглубая зона		Прибрежная зона Дагестана	Северное мелко- водье	Сумма
	Страта 1	Страта 2			
B_h	493568	871002	1132303	9799338	
Численность запаса Y_h , экз.	616960	3571110	1177595	2685019	8050685
$D(Y)_{\text{факт}}$	2,73E+10	1,65E+11	7,38E+10	4,71E+11	7,36E+11
Относительное распределение числа тралений по стратам согласно исходной формуле Неймана (13)					
n_h/n	0,13	0,41	0,26	0,20	1
$D(Y)_{\text{Нейман}}$	2,63E+10	8,70E+10	5,46E+10	1,09E+12	12,5E+11
Относительное распределение числа тралений по стратам согласно модифицированной формуле Неймана (14)					
n_h/n	0,07	0,23	0,14	0,56	1
$D(Y)_{\text{опт}}$	4,79E+10	1,58E+11	9,94E+10	3,87E+11	6,92E+11

любом общем количестве тралений n , причём как полученное по методу Неймана, так и по модифицированному нами методу.

Показано, что два критерия оптимизации дают существенно различающиеся между собой распределения тралений по стратам: например, согласно модифицированному критерию Неймана более 50% тралений следует проводить в Северном мелководье, в то время как по исходному критерию Неймана — только около 20% тралений.

Покажем далее, как изменение распределения одного и того же количества тралений ($n = 133$) по стратам влияет на оценку стандартной ошибки оценки общей численности русского осетра в зоне ответственности России.

При фактическом распределении тралений по стратам в 2004 г. дисперсия полученной оценки общей численности русского осетра равна $7,36 \times 10^{11}$.

Стандартная ошибка оценки общей численности равна $\sigma_Y = 0,86$ млн экз.

Если бы те же 133 траления были распределены по стратам оптимально согласно модификации критерия Неймана (14), дисперсия уменьшилась бы до $D(Y)_{\text{опт}} = 6,92 \times 10^{11}$, $\sigma_Y = 0,83$ млн экз. Если те же 133 траления распределить согласно исходному критерию Неймана (13), то дисперсия была бы существенно выше: $D(Y)_{\text{Нейман}} = 12,5 \times 10^{11}$, $\sigma_Y = 1,12$ млн экз.

Эти расчёты показали, что предложенная модификация критерия Неймана оптимизирует распределение тралений по стратам, в результате чего было получено минимальное стандартное отклонение оценки общей численности запаса. Математическое ожидание общей численности русского осетра во всех случаях одно и то же, поскольку при его расчёте уже было учтено, что в разных стратах применяются разные орудия лова.

РАСЧЁТ МИНИМАЛЬНО НЕОБХОДИМОГО РАЗМЕРА ВЫБОРКИ. Рассмотрим задачу оценки общего количества тралений n при условии, что относительная ошибка общей численности не должна превышать заданной величины δ . При условии, что размещение тралений по стратам должно удовлетворять модифицированному условию Неймана (14), для расчёта n выше была получена формула (15).

В таблице 8 приведены полученные значения минимального суммарного количества тралений для трёх значений относительной ошибки общей численности русского осетра δ и для двух уровней доверительной вероятности P .

Таким образом, взяв за основу съёмки, проведённые в разные годы, получаем различные оценки необходимого объёма выборки для одного и того же доверительного уровня. В последние годы общая численность запаса снижается, потому выборки получаются все менее репрезентативными, и следовательно, требует-

Таблица 8. Необходимая величина выборки для обеспечения требуемой точности (относительной ошибки) оценки численности русского осетра с разной доверительной вероятностью при соблюдении оптимального (модифицированного неймановского) распределения тралений для съёмов в 2004, 2007, 2010 и 2011 гг.

Относительная ошибка численности δ	Доверительная вероятность по годам							
	2004		2007		2010		2011	
	$P = 0,90$	$P = 0,95$	$P = 0,90$	$P = 0,95$	$P = 0,90$	$P = 0,95$	$P = 0,90$	$P = 0,95$
0,10	388	548	953	1344	272	840	1217	1717
0,15	173	244	423	597	265	373	540	763
0,20	97	137	238	336	149	210	304	429

Таблица 9. Относительное размещение тралений по подрайонам для двух видов осетров и для разных лет съёмки. Выделены наибольшие доли для каждого года и вида

	Страта 1	Страта 1	Дагестан + добавленные СК	Северное мелководье
Русский осётр, 2004	0,07	0,23	0,14	0,56
Русский осётр, 2007	0,26	0,05	0,09	0,60
Русский осётр, 2010	0,12	0,067	0,15	0,67
Русский осётр, 2011	0,17	0,10	0,19	0,54
Персидский осётр, 2007	0,20	0,18	0,62	—

ся увеличивать их объём либо ограничиваться большей допустимой относительной ошибкой. В реальной ситуации в указанные годы размещение тралений по стратам не было оптимальным, а общее количество тралений составляло около 133 в год.

Как можно видеть по результатам траловых съёмов, пространственное распределение русского осетра по стратам меняется по годам, это приводит к различным рекомендациям по оптимальному распределению тралений (выборок) по подрайонам (табл. 9). Тем не менее, для съёмов русского осетра во всех четырёх рассмотренных годах 50–60% тралений следует проводить в Северном мелководье.

ОБЪЕДИНЕНИЕ ДАННЫХ ЛЕТНИХ ТРАЛОВЫХ СЪЁМОВ ЗА ПЕРИОД 2007–2011 ГГ. ДЛЯ ОСЕТРА БЕЗ РАЗДЕЛЕНИЯ НА ВИДЫ. В этом разделе данные уловов осетра при тралениях по каждому СК усредняются за 5 лет, — с 2007 по 2011 г. включительно. Данные по уловам русского и персидского осетра объединены, поскольку нет уверенности, что виды распознаются каждый год по одной и той же методике, а также нет уверенности в суще-

ствовании двух разных видов, а не различных фенотипов одного и того же вида.

Согласно критерию Колмогорова-Смирнова получаем, что K (стр. 1, стр. 2) = 7,46, что означает, что эти страты следует рассматривать отдельно; K (стр. 2, добавл.) = 0,233, K (Дагест., добавл.) = 1,40, т.е. добавленные СК можно объединить и со стратой 2, и с Дагестанской зоной, но объединяем их только со стратой 2, поскольку коэффициент K в этом случае существенно ниже (рис. 11).

Результаты анализа приведены в табл. 10. В последней строке приведено оптимальное

				376	1.6	1.8	7	8.2	7.4	3.8	8
			403	2.8	5.2	7	2.4	16.2	8.2	2.4	2.2
	422	7.4	xxx	9.4	6	6.8	5.2	9	7.6	3.2	3
439	xxx	5.2	30.4	12.2	5.8	2.8	2.2	4.4	2.8	3	1.8
459	0.2	3	17.6	4	1.8	7	4.8	1.6	4.6	2.4	0.2

Рис. 11. Средний за 5 лет улов на траление по СК в Приглубой зоне. Светло-серым цветом обозначены СК (22 СК), отнесённые к страте 1, серым — к страте 2 (15 СК). Добавленные СК — темно-серым — отнесены к страте 2. Условие связности страты не выполняется

Таблица 10. Статистики усреднённого за 5 лет распределения осетра (русского и персидского вместе) и расчёт общей численности осетра и размещения тралений по стратам

Статистики	Страта 1	Страта 2 + добавленные СК	Побережье Дагестана	Северное мелководье
Средняя плотность, E	9,49	2,79	2,06	0,31
Дисперсия, D	35,48	2,12	5,49	0,31
Стандартное отклонение, S	5,96	1,454	2,34	0,55
Ошибка среднего	1,27	0,291	0,35	0,07
N_h (количество СК в страте)	22	25	45	66
$CV=S/E$	0,628	0,521	1,14	1,80
B_h	638735	725835	1306504	9799339
Y_h	6061597	2026532	2694664	3008397
n_h/n	0,29	0,07	0,23	0,41

(для 5 последних лет) размещение тралений по стратам.

Вновь самое большое количество тралений должно приходиться на Северное мелководье, но только 40%, а не 56–67%, как рекомендовалось для русского осетра в отдельные годы. Добавленные СК рекомендуется объединять со стратой 2 Приглубой зоны, тогда около 36% тралений будет приходиться на всю эту зону и около 23% — на Дагестанское побережье.

Выводы. При наилучшем разбиении района на страты точность оценки общей численности запаса заметно улучшается. В рассмотренных примерах стратификация Приглубой зоны позволила бы снизить дисперсию оценки средней плотности запаса в этой зоне в 2 раза (в 2007 г.), и более чем в 4 раза для съёмок 2010 и 2011 гг.

Разработанная модификация критерия Неймана оптимального размещения тралений между стратами учитывает различия параметров тралов в разных подрайонах, существенно улучшая результат по сравнению с исходным критерием Неймана. Для съёмки русского осетра в 2004 г. такая модификация снизила стандартную ошибку численности в 1,35 раз.

Очевидно, что планирование съёмки, в том числе размещение тралений по стратам, должно проводиться до ее проведения. Из-за значительных межгодовых различий распределения осетра в Каспийском море нецелесообразно брать за основу данные съёмки какого-то одного предыдущего года. Кроме того, как пока-

зала съёмка 2007 г., распределение русского и персидского осетра различны, а планировать съёмку для каждого вида отдельно не имеет смысла. Поэтому для усреднённых за 5 лет данных траловых съёмок по двум запасам осетра вместе проведены расчёты оптимального размещения тралений (см. табл. 10). Именно такое размещение следует рекомендовать при планировании траловых съёмок в российской зоне ответственности в Каспийском море, во всяком случае, на тот период, пока не будут найдены факторы, с достаточной достоверностью определяющие распределение осетров и позволяющие его прогнозировать.

Работа поддержана грантом РФФИ 14-11-00687.

ЛИТЕРАТУРА

- Аксютин З.М. 1968. Элементы математической оценки результатов наблюдений в биологических и рыбохозяйственных исследованиях. М.: Пищевая промышленность. 288 с.
- Булгакова Т.И., Бабаян В.К., Васильев Д.А., Михайлов А.И., Сафаралиев И.А. 2013. К вопросу стратификации зоны ответственности Российской Федерации в Каспийском море при проведении траловых съёмок // Вопросы рыболовства. Том 14. № 2 (54). С. 364–376.
- Булгакова Т.И., Бабаян В.К., Васильев Д.А., Михайлов А.И., Сафаралиев И.А. Оптимизация размещения запланированного числа тралений по стратам и расчёт численности русского осетра в зоне ответственности РФ Каспийского моря // Вопросы рыболовства Том 15. № 1. С. 156–161.

- Гасюков П. С., Тимошенко Н. М., Касаткина С. М., Фельдман В. Н., Нестеров А. А., Назаров Н. А., Зезера А. С., Фролкина Ж. А. 2006. Методическое руководство по планированию и проведению морских экспедиционных исследований состояния запасов промысловых гидробионтов в Атлантическом океане, юго-восточной части Тихого океана и в Балтийском море. Калининград: АтлантНИРО. 181 с.
- Зубов Н. Н. 1957. Океанологические таблицы. М.: Гидрометеиздат, 280 с.
- Кокрен У. 1976. Методы выборочного исследования. М.: Статистика. 440 с.
- Корн Г., Корн Т. 1968. Справочник по математике / Перевод с англ. М.: Наука, главная редакция физ.— мат. литературы. 720 с.
- Пиллинг Г. М., Ван дер Кууж, Даскалов Г. М., Коттер А. Д. Р. 2006. Обобщение мирового опыта в области оценки запасов применительно к управлению рыбными ресурсами Каспийского моря / Перевод с англ. В. К. Бабаяна. СЕФАС, Великобритания. 77 с.
- Урбах В. Ю. 1964. Биометрические методы. М.: Наука. 415 с.
- Хан Г., Шапиро С. 1969. Статистические модели в инженерных задачах / Перевод с англ. М.: Издательство «Мир». 395 с.
- Aitchison J. 1955. On the Distribution of the Positive Random Variables Having a Discrete Probability Mass at the Origin / Journal of the American Statistical Association. No. 50. P. 901–908.
- Sabatella Ev., Franquesa R. 2004. Manual of Fisheries Sampling Surveys: Methodologies for Estimations of Socio-Economic Indicators in the Mediterranean Sea // Rome, FAO Studies and Reviews. No. 73. 37 p.

Aspects of Improvement of Caspian Sturgeon Trawl Survey Methodology

T. I. Bulgakova¹, V. K. Babayan¹, D. A. Vasilyev¹, A. I. Mikhailov¹, I. A. Safaraliev²

¹ Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (Moscow)

² Caspian Fisheries Research Institute (Astrakhan)

e-mail: tbulgakova@vniro.ru

The paper presents methodological aspects of trawl survey planning of the Russian sturgeon from the Russian Federation responsibility area of the Caspian Sea and processing of the data obtained. The most attention is given to aspects of survey stratification, which enables us to obtain more accurate stock abundance estimates, to optimal allocation of samples by strata and necessary sample size. The calculations are made for a number of years.

Key words: Caspian Sea, trawl survey planning, sampling methods, stock abundance estimation.