

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 574.587: 574.62

**ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ПРОМЫСЛОВОЙ СТАТИСТИКИ
ДЛЯ КОРРЕКТИРОВКИ ОЦЕНОК ЗАПАСОВ КРАБА-СТРИГУНА ОПИЛИО
В МОРЯХ РОССИИ**

© 2020 г. А. И. Буяновский

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии
(ВНИРО), Москва, 107140
e-mail: albuy@mail.ru

Поступила в редакцию 29.07.2019 г.

По результатам обработки промысловой статистики приводятся скорректированные оценки промысловых запасов краба-стригуна опилио в морях России за 2013–2018 гг. Особое внимание уделяется применению алгоритма корректировки при отсутствии промысла в отдельных районах в некоторые годы, при пропусках учетных съемок или при их длительном отсутствии. В годы, когда учетные съемки были репрезентативными, расхождения между оценками запаса по их данным, и значениям, полученными вследствие корректировки по данным промысловой статистики, были незначительны. Выявлена тенденция к снижению доступного запаса на будущий год при текущей доле изъятия свыше 40%.

Ключевые слова: промысел, улов на усилие, оценка запаса, краб-стригун опилио, обобщенные линейные модели, метод светофора, ОДУ

ВВЕДЕНИЕ

Ранее (Буяновский, 2019 а, б), на примере краба-стригуна Бэрда (*Chionoecetes bairdi*) был разработан алгоритм, позволяющий учитывать данные промысловой статистики при оценке промысловых запасов крабов. Он включает несколько этапов: оценка величины запаса по данным промысловой статистики методом Лесли, расчет годового прироста плотности запаса и площади его обитания, индикаторная оценка изменения состояния запаса методом «светофора», интегральная оценка относительного прироста запаса за год, корректировка оценок запаса, полученных ранее по данным учетных съемок. Оценка запаса после корректировки — скорректированная оценка, позволяет учитывать как результаты учетных съемок, так и данные с промысла.

В каждом регионе (рыбохозяйственной подзоне или зоне), где добывается краб-стригун Бэрда, существует одно компактно

расположенное скопление, с которого поступают данные промысловой статистики. В популяциях других видов крабов есть регионы, где скоплений несколько, и они изолированы друг от друга. На каждом скоплении лов могут вести разные суда, сроки начала и окончания промысла могут быть различны, средние уловы могут заметно различаться, а в некоторые годы промысел может полностью отсутствовать. Если первым звеном (указанного выше) алгоритма обработки данных промысловой статистики является оценка запаса по данным лова на промысловом скоплении, то как ее выполнить в границах региона¹, если скоплений несколько, границы между ними нечеткие, и на каждом скоплении уловы зависят от разных факторов. Конечным итогом

¹ В соответствии с регламентом обоснования ОДУ, оценка запаса и прогноз вылова крабов выполняются в границах рыбохозяйственной зоны или подзоны в целом, без внутреннего разделения (Алексеев и др., 2017)

обработки данных промысловой статистики является корректировка величины запаса, рассчитанной по данным учетной съемки (Буяновский, 2019 б), но есть немало единиц запаса, по которым учетные съемки проводятся не регулярно. Можно ли для лет, когда съемок не было, получать адекватные (близкие к значениям, рассчитываемым по данным учетных съемок) оценки запаса, базируясь только на данных промысловой статистики? Можно ли оценить запас на скоплении, где в определенный год не было ни промысла, ни учетной съемки? С учетом всех этих вопросов, цель данной работы можно определить как адаптацию алгоритма обработки данных промысловой статистики к оценке запаса в регионе при наличии нескольких изолированных скоплений и/или при отсутствии учетных съемок в отдельные годы.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Материалом для обработки послужили данные судовых суточных донесений (ССД), хранящиеся в базе данных отраслевой системы мониторинга Росрыболовства (ФГБУ «Центр системы мониторинга рыболовства и связи»). Для анализа выбирали следующие параметры: вид объекта промысла, рыбопромысловая зона/подзона, судно, дата, орудие лова, суточный вылов одним судном (т/судо-сутки промысла, далее — улов), среднесуточные координаты, режим лова. Промысловое усилие (далее — усилие) рассчитывали как число суток на промысле (судо-сутки).

В качестве модельного объекта были выбраны единицы запаса краба-стригуна опилио (*Chionoecetes opilio*) из основных районов промысла — Баренцева моря, Западно-Беринговоморской зоны, подзона Карагинской, Северо-Охотоморской, Западно-Камчатской, Восточно-Сахалинской, Западно-Сахалинской, Приморье. Названия и границы зон/подзон дальневосточных морей взяты из Приложения № 1 к Приказу Министерства сельского хозяйства Российской Федерации от 23 мая 2019 г. № 267.

В расчетах использовали ССД, относящиеся к промышленному или прибрежному режиму лова, выполнявшемуся крабовыми ловушками с 2013 г., когда данные промысловой статистики стали более или менее достоверными (Шагинян, 2014).

Первый этап описанного выше алгоритма обработки данных промысловой статистики (см. «Введение») заключается в оценке промыслового запаса методом Лесли. Его реализация подразумевает, в свою очередь, несколько последовательных шагов: районирование акватории; выбор года для оценки запаса в каждом районе; оценка запаса в каждом районе в выбранный год методом Лесли.

Районирование. Необходимость районирования связана с наличием в регионе нескольких скоплений (или районов промысла) с разной плотностью, разным перечнем работающих судов, разными сроками промысла. Без учета этих факторов оценка запаса (по данным промысловой статистики) для региона в целом, может оказаться искаженной. Основные методы районирования обсуждались ранее (Буяновский, Алексеев, 2017; Буяновский, 2018), и ниже приводятся результаты их применения к каждому региону. В качестве приоритетного метода районирования выбирали традиционное деление.

В Баренцевом море обрабатывали данные ССД, поданных только из исключительной экономической зоны России, где активный промысел ведется с 2016 г. Данные по открытой части моря, откуда промысловая статистика перестала поступать с 2017 г., не обрабатывали. Поскольку четких границ между участками, откуда подавались ССД, не было (рис. 1 а), то районирование не проводили. По этой же причине не проводили районирование в Карагинской и Западно-Сахалинской подзонах (рис. 1 б, г) Дальневосточного рыбохозяйственного бассейна.

В зоне Западно-Беринговоморской традиционно выделяют Корякский и Наваринский районы промысла. Граница между ними проходит вдоль 176° в.д. (Федотов, 2017). Поскольку участки промысла, рас-

положенные между 176° и 177° в.д. располагаются ближе к скоплениям Корякского района (рис. 1 б), то в данной работе граница между районами была проведена по 177° в.д. Из расчетов были исключены точки подачи ССД, расположенные западнее 171° в.д., где реальный лов не ведется (Буяновский, Алексеев, 2017).

В Западно-Камчатской подзоне почти весь промысел сосредоточен в районе между $153^\circ 30'$ и $154^\circ 30'$ в.д. и к северу от 58° с.ш., который фактически примыкает к северо-восточному участку соседней Северо-Охотоморской подзоны (рис. 1 в). При районировании последней вначале использовали границы 5 районов, выделенных по данным 2003–2014 гг. (Буяновский, 2018). Поскольку в трех из них промысел с 2015 г. практически не велся, то вернулись к традиционному делению на 3 района (Карасев, 2014), но границы между ними провели иначе. Они прошли по тем параллелям и меридианам (с точностью до 10 и 20 мин соответственно — см. ниже), где в 2013–2017 гг. было отмечено наименьшее число точек подачи ССД. В итоге, в обеих подзонах было выделено не 3, а 4 района (рис. 1 в), но в районе D промысла практически не было.

В Восточно-Сахалинской подзоне традиционно выделяют районы у Северо-Восточного и Юго-Восточного Сахалина (Первеева, 2006). Границу между ними, опираясь на описанный выше принцип минимального числа точек подачи ССД, провели вдоль 49° с.ш. (рис. 1 г).

В подзоне Приморье (рис. 1 д), используя тот же принцип проведения границ, по данным 2013–2017 гг. было выделено 4 района. Границу между районами А и В провели по 133° в.д., В и С — по $43^\circ 30'$ с.ш., С и D — по 46° с.ш.

Выбор года оценки запаса. В разные годы промысел может вестись с разной интенсивностью и в разные сроки. Это сильно искажает ежегодные оценки запаса (методом Лесли), приводя к несоответствию результатов обработки данных промысловой статистики материалам из других независимых

источников (Буяновский, 2019 б). Чтобы избежать искажений, был разработан альтернативный подход, согласно которому метод Лесли применяется только для оценки запаса в один из годов, а во все предыдущие и последующие годы, опираясь на оцененное (далее — опорное) значение и относительную величину годового прироста (см. ниже), запас оценивается в ретроспективе рекуррентным способом.

Для применения метода Лесли (в рамках предлагаемого подхода) зависимость суточных уловов от кумулятивного вылова вначале описывается полиномом третьей степени (Буяновский, 2019 а). Кумулятивный вылов рассчитывается для каждых суток промысла, и если работает несколько судов, то каждому его значению может соответствовать несколько значений уловов, относящихся к разным судам, подавших ССД в одну дату. Значения уловов, которые аппроксимируются (левой) нисходящей ветвью полинома, составляют базовый ряд наблюдений. Значения кумулятивного вылова, при которых начинается и заканчивается нисходящая ветвь, являются границами базового ряда и вычисляются через коэффициенты полинома. После выделения границ все значения базового ряда аппроксимируются (вместо полинома) уравнением регрессии, по коэффициентам которого рассчитывается начальный запас.

Базовый ряд, таким образом, определяется двумя параметрами: общим числом ССД, поданных в даты, относящиеся к базовому ряду (каждая такая дата соответствует определенному значению кумулятивного вылова), и общим числом дат ряда, включая те, когда ССД не подавали (и для которых нет соответствующих значений кумулятивного вылова). С одной стороны, надежность коэффициентов регрессии, связывающих уловы с кумулятивным выловом (в базовом ряду) тем выше, чем больше значений последнего и соответственно — дат, когда было подано хотя бы одно ССД. С другой стороны, чем больше число дат, когда ССД не подавали, тем менее надежны выполняемые оценки. Напри-

мер, если перерыв в промысле составил один месяц, то между двумя последовательными значениями кумулятивного вылова (каждое из которых соответствует одной дате) будет находиться 30 дат. Чем подобный разрыв больше, тем больше вероятность, что в этот период с запасом могут происходить (не регистрируемые) изменения, иные, нежели истощение промыслом. Учитывая эти обстоятельства, можно предположить, что оптимальным будет год, когда базовый ряд, содержит наибольшее число дат, когда подавали ССД, и наименьшее число дат, когда их не подавали. Оптимизация может быть достигнута отношением этих двух показателей в виде индекса I :

$$I = q^2 / Q \quad (1),$$

где q — число дат в базовом ряду, в которые были поданы ССД, Q — общее число дат в базовом ряду, включая те, когда ССД не подавали. Для выбираемого года индекс I должен быть наиболее высоким. В некоторых случаях, когда наибольшие значения индексов I для двух (или более) сравниваемых лет были близки, можно использовать дополнительный показатель, умножая значение индекса I на число ССД в базовом ряду (и выбирая из полученных произведений наибольшее). Если в выбранном базовом ряду заметны разрывы в сроках промысла (неделя и более), то ряд можно сократить, уменьшая тем самым и q и Q . Если вновь рассчитанное значение I будет выше первоначального, то оценку запаса следует выполнять уже на сокращенном базовом ряде. Очевидно, что для выбора требуется определение базовых рядов для каждого года, а при наличии нескольких районов (рис. 1) — для каждого района и года, когда там велся промысел (табл. 1).

Алгоритм расчета запаса был, в целом, таким же, как и для краба-стригуна Бэрда (Буяновский, 2019 а), за исключением двух модификаций, которые потребовались вследствие увеличения числа и объемов выборок.

Первая модификация заключалась в применении формулы нормирования для изменения сомнительных вариант. После

вычисления коэффициентов полинома 3-й степени (см. выше), рассчитывали остатки между эмпирическим значением улова и его расчетным аналогом, соответствующим тому же значению кумулятивного вылова. Совокупность всех остатков характеризовалась средним значением, близким к 0 и определенным стандартным отклонением. Если отношение максимального или минимального остатка к стандартному отклонению превышало критическое значение критерия t (Лаккин, 1990), то эмпирическое значение такого улова приравнивали к расчетному. После этого коэффициенты полинома пересчитывали и процедуру повторяли до тех пор, пока отношения становились ниже критического значения t . Чтобы избежать слишком большого числа операций, стандартное отклонение остатков после каждого преобразования считали равным первоначальному значению.

Вторая модификация связана с числом добавлений новых дат к базовому ряду для вычисления доверительных границ оцененного запаса: при каждом добавлении оценка запаса пересчитывается, в итоге получается несколько значений, позволяющих рассчитать среднее и доверительный интервал. При работе с крабом-стригуном Бэрда новые даты добавляли до тех пор, пока коэффициент наклона линии регрессии не становился положительным. При таком подходе, для краба-стригуна опилию в ряде случаев была отмечена отчетливая тенденция к смещению среднего значения в сторону увеличения. Чтобы этого избежать, было принято решение уменьшить число добавлений до 9. В итоге при общем числе оценок 10 (базовая оценка + 9 добавлений) доверительный интервал получался, как правило, достаточно узким (см. раздел «Результаты»).

Второй этап алгоритма обработки данных промысловой статистики заключается в расчете годового прироста (весовой) плотности запаса и площади его обитания.

Расчет годового прироста плотности запаса выполняли двумя методами (Буяновский, 2019 б): через отношение средних суточных уловов в одни и те же сезоны

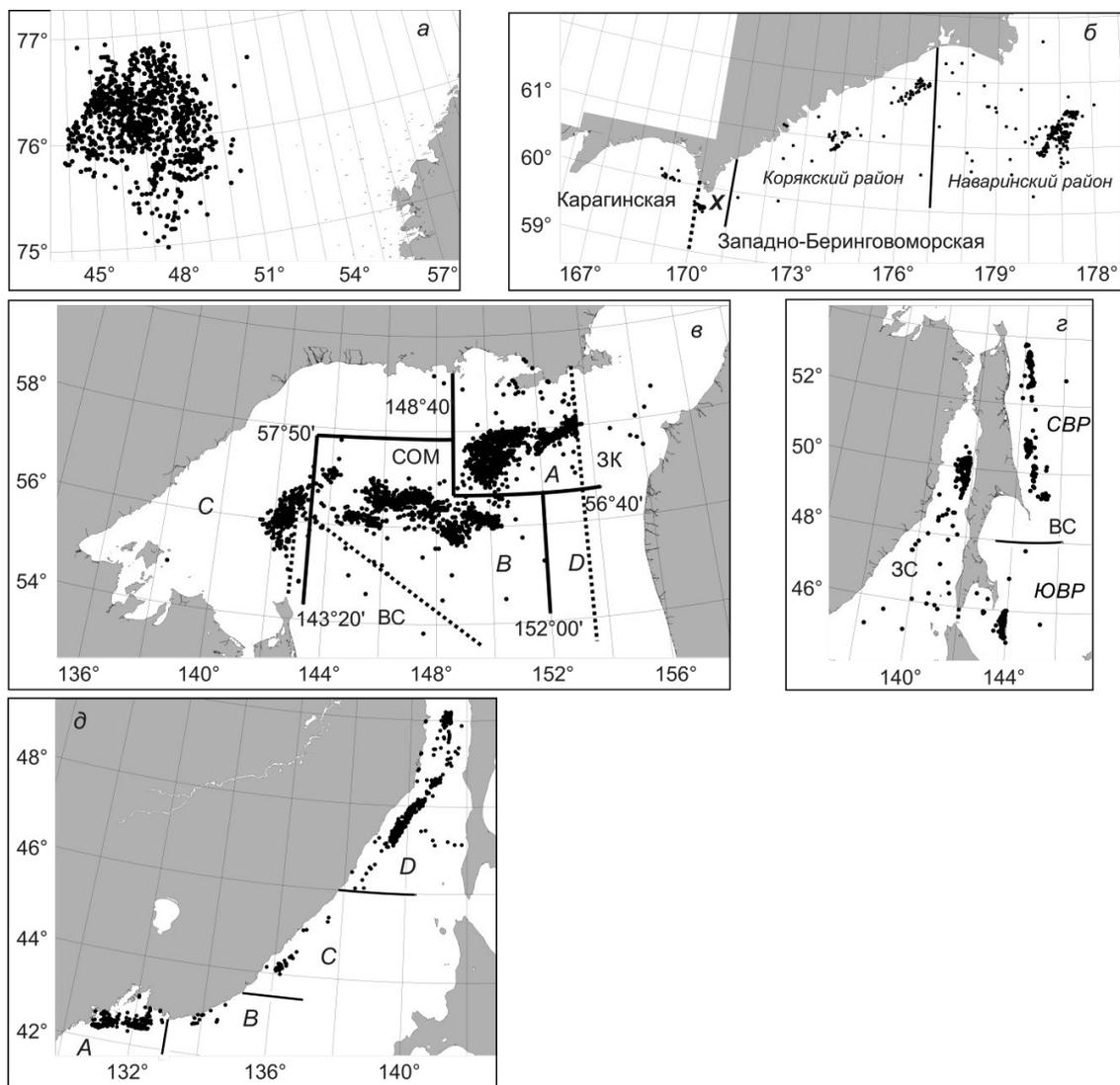


Рис. 1. Районирование акваторий и распределение точек подачи ССД по вылову краба-стригуна опилию в отдельные годы; сплошные линии — границы между районами, пунктирные линии — границы между зонами/подзонами: а — Баренцево море, 2018 г.; б — зона Западно-Беринговоморская и подзона Карагинская, 2016 г., X — район, ССД из которого были исключены из анализа уловов в зоне Западно-Беринговоморская; в-подзоны Северо-Охотоморская (СОМ) и Западно-Камчатская (ЗК), 2013 г., А–D — районы; г — подзоны Восточно-Сахалинская (ВС) с районами северо-восточным (СВР), юго-восточным (ЮВР) и Западно-Сахалинская (ЗС), 2018 г.; д — подзона Приморье, 2017 г. А–D — районы.

с учетом длительности сезона, фактора судна, сроков начала промысла (метод частичной стандартизации), и через отношение стандартизированных среднегодовых уловов с учетом факторов года, района, сезона, судна (метод полной стандартизации). При обоих методах период промысла разделяется на сезоны длительностью от одного до нескольких месяцев.

В отдельные месяцы уловы могут заметно различаться, и чтобы эти различия не маскировали многолетнюю изменчивость, уловы за разные годы следует сравнивать в одни и те же сезоны. Для каждого региона, в силу специфики местных условий, сезоны могут быть различными (табл. 2), но для разных лет они должны быть одинаковыми.

Таблица 1. Характеристика лет, выбранных для расчета опорных значений запаса краба-стригуна опилио в разных районах

Зона / Подзона	Район	Год	Параметры базового ряда				
			Даты	q	Q	I	ССД
Баренцево море		2018	08.03–06.04	30	30	30	239
Западно-	Корякский	2013	02.05–20.06	37	50	27	52
Берингоморская	Наваринский	2017	16.05–16.07	62	61	60	139
Карагинская*		2014	10.06–21.07	42	42	42	56
	<i>A</i>	2017	20.05–31.12	211	226	197	1470
Северо-Охотоморская	<i>B</i>	2013	09.06–02.11	126	147	108	504
	<i>C</i>	2013	17.06–21.07	35	32	29	129
Восточно-	Северный	2018	10.07–13.08	35	35	36	82
Сахалинская	Южный	2016	08.08–13.11	61	98	38	71
Западно-Сахалинская		2018	28.03–27.04	28	31	25	56
	<i>A</i>	2015	08.03–29.12	248	297	207	669
Приморье	<i>B</i>	2018	28.01–21.05	51	114	23	74
	<i>C</i>	2018	01.09–12.11	39	73	21	67
	<i>D</i>	2018	04.01–23.02	50	51	49	222

Примечание. * – с учетом «перевоза» улова (см. ниже), q , Q , I – см. формулу (1).

Таблица 2. Сезоны, выделенные для разных единиц запаса краба-стригуна опилио

Зона/ Подзона	Месяц											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Баренцево море	н.д.	н.д.	(3–5)			6	(7–9)			н.д.	11	н.д.
Западно-Берингоморская	н.д.	н.д.	(3–7)					8	9	(10–11)		12
Карагинская	н.д.	(2–6)				7	(8–11)				н.д.	
Северо-Охотоморская	н.д.	н.д.	н.д.	4	5	(6–8)			(9–10)	11	12	
Восточно-Сахалинская	н.д.	н.д.	(3–4)		5	(6–7)	(8–9)	(10–12)				
Приморье	(1–5)					6	(7–10)			(11–12)		
Западно-Сахалинская	(1–4)				5	н.д.	н.д.	(8–9)	10	(11–12)		

Примечание. н.д. – нет данных.

Выделение сезонов осуществляли путем объединения соседних месяцев, если за ряд лет средние уловы, полученные одними и теми же судами в один и тот же год для каждого из сравниваемых месяцев, достоверно не различались. При наличии различий сравниваемые месяцы относили к разным сезонам. По Западно-Берингоморской зоне и Северо-Охотоморской подзоне подбор данных и их сравнение выполняли вручную

(Буяновский, Алексеев, 2017), по остальным регионам применяли дисперсионный анализ, результаты которого выводятся при стандартизации с помощью обобщенных линейных моделей (см. ниже).

При использовании метода частичной стандартизации для каждого района формировали массивы, включающие информацию о названии судна, годе, сезоне и улове (Буяновский, 2019 б). Каждый массив содержал данные за два соседних года, и поэтому их обработка (завершающаяся вычислением коэффициентов) далее будет называться попарной стандартизацией. Сформированный массив обрабатывали в программной среде R, рассчитывая коэффициенты обобщенной линейной модели (GLM-метод) с логарифмической функцией отклика (Буяновский, 2019 б). Каждый из коэффициентов показывает влияние на улов факторов года, сезона и судна (включающего типы и число лодушек, виды приманки, тактику лова и т.п.). Значения последних (далее — фактор судна) использовали в формуле расчета относительного годового прироста плотности запаса (Буяновский, 2019 б):

$$\frac{B^t}{B^{t-1}} = \frac{S^t}{S^{t-1}} \times \frac{\sum_{i=1}^P \left(\frac{p_i \times C_i^t \times E_i^t}{\sum_{k=1}^{K_i} f_k \times e_{k_i}^t} \right)}{\sum_{i=1}^P \left(\frac{p_i \times C_i^{t-1} \times E_i^{t-1}}{\sum_{k=1}^{K_i} f_k \times e_{k_i}^{t-1}} \right)}, \quad (2)$$

где t и $t-1$ — текущий и предшествующий годы, B — начальный промысловый запас, т, S — площадь, занимаемая запасом, км²; p_i — доля временной ячейки (выделенного сезона) от 0 до 1; C_i — средний суточный улов в ячейке, т/судо-сут.; E_i — суммарное промысловое усилие (судо-сут.) в ячейке; K_i — число судов в ячейке, e_{k_i} — промысловое усилие k -го судна (судо-сут.) в ячейке; f_k — коэффициент влияния фактора судна на величину суточного улова (фактор судна).

Если в сравниваемые годы промысел начинался в разные сезоны, то вводили поправки. Если в год, когда запас известен,

промысел начинался раньше, чем в год, когда он неизвестен, использовали формулу (Буяновский, 2019 б):

$$B_x = (B_0 - Y_0) \times \left(\frac{B_x}{B_0} \right), \quad (3a),$$

если — наоборот:

$$B_x = \left[B_0 \times \left(\frac{B_x}{B_0} \right) \right] + Y_x, \quad (3б)$$

где B_x , B_0 — начальные запасы в неизвестный и известный год соответственно, Y_0 и Y_x — вылов до наступления первого общего сезона в известный и неизвестный год соответственно; $\left(\frac{B_x}{B_0} \right)$ — коэффициент, рассчитываемый по формуле (2), если неизвестный год предшествовал известному, использовали обратное значение коэффициента.

При методе полной стандартизации массивы, включающие данные за все годы исследований (но не ранее 2013 г.), формировали для каждого региона. В отличие от метода частичной стандартизации, такой массив, помимо сведений о названии судна, годе, сезоне и улове включал сведения о районе (если их было больше одного). Алгоритм обработки был таким же, как при попарной стандартизации. Как и для краба-стригуна Бэрда, относительный годовой прирост плотности запаса считали как экспоненту коэффициента влияния фактора года (Буяновский, 2019, б)². Метод позволяет получать экстраполированные данные по уловам в те годы и в тех районах, где промысловой статистики не было или ее было недостаточно для применения метода частичной стандартизации. Кроме того, для ряда регионов метод использовали при выделении сезонов (см. выше), изначально задав их равными одному календарному месяцу.

² В действительности сравниваются стандартизированные уловы, но при их отношении коэффициенты влияния других факторов сокращаются, и, в итоге, различия определяются только фактором года.

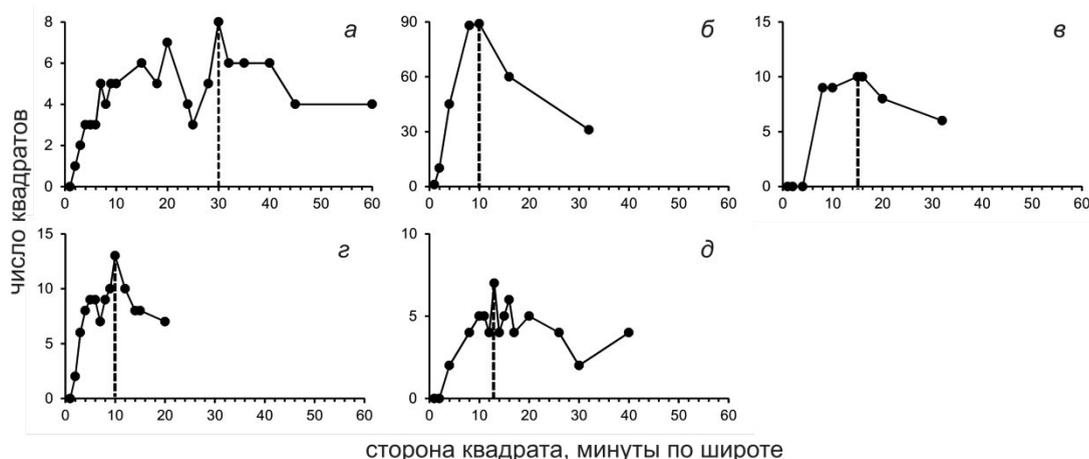


Рис. 2. Зависимость площади (числа учетных квадратов, с которых подано ≥ 10 ССД), обследованной при промысле краба-стригуна опилио, от размера стороны учетного квадрата в (а) Западно-Беринговоморской зоне в 2013 г., (б) Северо-Охотоморской и Западно-Камчатской подзонах в 2013 г., (в) Восточно-Сахалинской подзоне в 2016 г., (г) подзоне Приморье в 2014 г., (д) Западно-Сахалинской подзоне в 2018 г. Пунктиром показана выбранная сторона учетного квадрата.

Оценка прироста площади. При использовании метода Лесли оценка запаса выполняется не на всей площади, а только на участке, занимаемом промысловым скоплением (Буяновский, 2019 а). Из-за большой неопределенности при расчете площади методом оконтуривания, был предложен альтернативный подход, основанный на подсчете числа обследованных учетных площадок или квадратов (Буяновский, 2019, б). Квадрат считали обследованным, если из его пределов было подано ≥ 10 ССД³. Для вычисления стороны квадрата был разработан алгоритм (Буяновский, 2019, б), согласно которому длину стороны последовательно увеличивают, и в итоге выбирают ту, при которой число обследованных квадратов наибольшее (рис. 2). Как и для краба-стригуна Бэрда в качестве начальной стороны квадрата брали одну минуту по широте и две минуты по

долготе. Сумма обследованных квадратов характеризует обследованную площадь промыслового скопления.

Обследованная площадь не всегда равна реальной площади, занимаемой промысловым скоплением. Как правило, первая меняется вместе с изменением промыслового усилия — чем больше выполняется промысловых операций, тем большую площадь они охватывают, и — наоборот. В данной работе принято предположение, что реальная площадь промыслового скопления, из года в год не меняется (что для сравнительно малоподвижных донных беспозвоночных вполне закономерно), а изменения обследованной площади связаны с межгодовыми различиями в величине промыслового усилия. Если же удастся показать, что приращение обследованной площади не зависит от приращения усилия, это может указывать на возможность изменения реальной площади, и в этом случае поправку на отношение площадей, как отношение сумм обследованных квадратов, следует использовать для расчетов по формуле (2).

После оценок запаса по данным промысловой статистики выполняется инди-

³ В специальном исследовании, не вошедшем в данную публикацию, было показано, что при увеличении числа ССД, поданных из одного квадрата, коэффициент вариации улова снижается. При их числе, равном 10, скорость снижения заметно уменьшается.

каторная оценка изменений его состояния методом «светофора» и рассчитывается интегральная оценка его годового прироста. Здесь также был использован алгоритм, примененный к запасам краба-стригуна Бэрда (Буяновский, 2019 б). В качестве индикаторов использовали: относительный годовой прирост промыслового запаса по данным учетных съемок (индикатор 1), относительный годовой прирост доступного (см. ниже) запаса (2), относительный годовой прирост нестандартизированного среднего суточного улова (3), долю вылова от доступного запаса в более поздний из двух сравниваемых лет (4).

Данные учетных съемок взяты из материалов, обосновывающих общие допустимые уловы (Баканев, Павлов, 2019; «Крабы-стригуны...», 2018), подготовленные специалистами филиалов ВНИРО: С. В. Баканевым, В. А. Павловым (ПИНРО), В. Н. Кобликовым, А. Г. Слизкиным, П. А. Федотовым, И. С. Черниенко (ТИНРО), А. Г. Васильевым, Е. А. Метелевым, С. В. Клинушкиным (МагаданНИРО), П. Ю. Ивановым, Э. Р. Шагиняном (КамчатНИРО), Е. Р. Первеевой (СахНИРО), В. Н. Шаленко (ХФ ВНИРО).

В соответствии с определением (Буяновский, 2019 а) доступным запасом является та часть промыслового запаса, которая может быть добыта в промысловом скоплении. За пределами скоплений, где промысел не ведется, существует оставшаяся, фоновая, часть промыслового запаса, характеризующая более низкой плотностью. Оценка всего промыслового запаса, включая его фоновую часть, может быть выполнена только при проведении учетной съемки. Описанные выше методы оценки запаса по данным промысловой статистики позволяют оценивать именно доступный запас.

Расчет среднегодового суточного улова выполнен путем усреднения всех ССД, относящихся к промышленному и прибрежному ловушечному лову, и поданных в течение года из региона без разделения на районы. Данные ССД, поданных из Западно-Беринговоморской зоны к западу от 171° в.д.,

(рис. 1 б) использованы для уточнения уловов в соседней, Карагинской, подзоне (см. «Результаты»).

Каждому из выбранных индикаторов ежегодно присваивается один из трех цветов светофора (Буяновский, 2019 б). Индикаторам 1–2 зеленый цвет присваиваются, если годовой рост запаса превышает 20%, красный — если снижение превышает 20%, желтый — роста или снижения не более 20% (табл. 3). Индикатору 3 зеленый цвет присваивается, если в более поздний из двух сравниваемых лет уловы достоверно выше ($p < 0,05$), красный — ниже, желтый — различия в уловах недостоверны. Индикатору 4 зеленый цвет присваивается, если доля вылова менее 32%: данная величина равна 90-му перцентилю доверительного интервала для среднего по всем зонам/подзонам без разделения на районы. Красный цвет присваивается, если доля вылова выше 65% — взята по аналогии с таковой для краба-стригуна Бэрда. При остальных значениях индикатору присваивается желтый цвет.

Интегральная оценка прироста определяется сочетанием цветов индикаторов (Буяновский, 2019 б). Если все индикаторы одного цвета, то относительный годовой прирост запаса такой же, как у приоритетного индикатора — оценок по данным учетных съемок (№ 1). Если один или два вспомогательных индикатора (№ 2–4) иного цвета, чем приоритетный, интегральный прирост оценивается по средней величине для индикаторов 1–3. Если иной цвет обнаруживался у всех вспомогательных индикаторов, то в зависимости от цвета индикатора 1 берется одно из значений индикаторов 2–3: если он зеленый, то берется наибольшее значение, если желтый — то, которое ближе к 1, если красный — наименьшее из двух значений (табл. 3). Если определить цвет индикатора 1 невозможно, то используют среднее значение для индикаторов 2–3.

На заключительном этапе рассчитывается скорректированная оценка запаса. Для этого берут все оценки запаса, выполненные по репрезентативным данным учет-

Таблица 3. Алгоритм расчета скорректированной оценки запаса на примере краба-стригуна опилио в Баренцевом море (объяснение в тексте)

Шаг 1. Исходные данные для определения индикаторов			
	2016	2017	2018
Запас по данным учетных съемок, тыс. т	436	489	601
Доступный запас, тыс. т	24,3	30,8	32,0
Среднегодовой суточный улов, т/судо-сут.	8,0	8,7	9,3
Вылов, тыс. т	1,5	7,7	9,7
Шаг 2. Расчет прироста запаса и определение цветов индикаторов			
№ и название индикатора	2017/2016	2018/2017	
1. Прирост запаса по данным учетных съемок	1,12 (ж)	1,23 (з)	
2. Прирост доступного запаса	1,27 (з)	1,04 (ж)	
3. Прирост среднегодовых уловов	1,09 (з)	1,06 (з)	
4. Доля вылова от доступного запаса	0,25 (з)	0,30 (з)	
Шаг 3. Расчет интегральной оценки прироста запаса			
	2017/2016	2018/2017	
Прирост	1,09	1,11	
Комментарий	По индикаторам 2–3 взято значение ближе к 1	Среднее по индикаторам 1–3	
Шаг 4. Расчет скорректированной оценки запаса, тыс. т			
	2015	2016	2017
Пересчет от 2016 г.	436	476	529
Пересчет от 2017 г.	448	489	543
Пересчет от 2018 г.	496	541	601
Среднее \pm 90% доверительный интервал	460\pm30	502\pm33	557\pm36

Примечание. з, ж, к – соответствующие цвета светофора.

ных съемок, и от каждой оценки делается пересчет рекуррентным способом с использованием интегральных оценок прироста. По результатам рассчитывается среднее значение и соответствующий ему доверительный интервал (табл. 3).

РЕЗУЛЬТАТЫ

Зона Баренцево море. Опорное значение доступного запаса в 2018 г. (табл. 1, 3) составило $32,0 \pm 10,1$ (здесь и далее средние значения приводятся с 90% доверительным

интервалом) тыс. т. Расчет годового прироста выполняли по формуле (2). В течение трех лет промысел велся приблизительно в одних и тех же границах, и при оценках доступного запаса поправку на площадь не вводили. Динамика запаса по данным учетных съемок и ее скорректированная оценка в 2016–2017 гг. отличались незначительно (табл. 3).

Зона Западно-Беринговоморская.

Опорное значение доступного запаса в Корякском районе в 2013 г. составило $0,46 \pm 0,01$ тыс. т, Наваринском в 2017 г. – $6,03 \pm 0,22$ тыс. т.

В Корякском районе уменьшение обследованной площади в 2016 г. может быть связано со снижением усилия, то же относится и к 2018 г. (рис. 3 а). Исходя из предположения о стабильности реальной площади, занимаемой промысловым скоплением, при расчете прироста запаса по формуле (2) поправку на площадь не вводили (отношение площадей считали равным 1).

В Наваринском районе обследованная площадь заметно уменьшилась в 2016 г. и в дальнейшем, несмотря на увеличение усилия, оставалась стабильной (рис. 3 б). Если бы реальная площадь промыслового скопления, оставалась постоянной, то после 2016 г. обследованная площадь должна была бы

увеличиться вместе с ростом усилия. Так как этого не произошло, был сделан вывод о снижении реальной площади в 2015/2016 гг. с 6 до 4 квадратов, что соответствует поправке в формуле (2), равной 2/3.

В Корякском районе в 2018 г. промысла практически не было, и коэффициент годового прироста за период 2018—2017 гг. был рассчитан методом полной стандартизации. В остальных случаях для расчета использовали формулы (2) — (3).

Доступный запас для всей зоны оценивали, суммируя его значения из обоих районов. Для расчета скорректированных оценок запаса использовали данные учетных съемок 2013—2016 гг. Заметные расхожде-

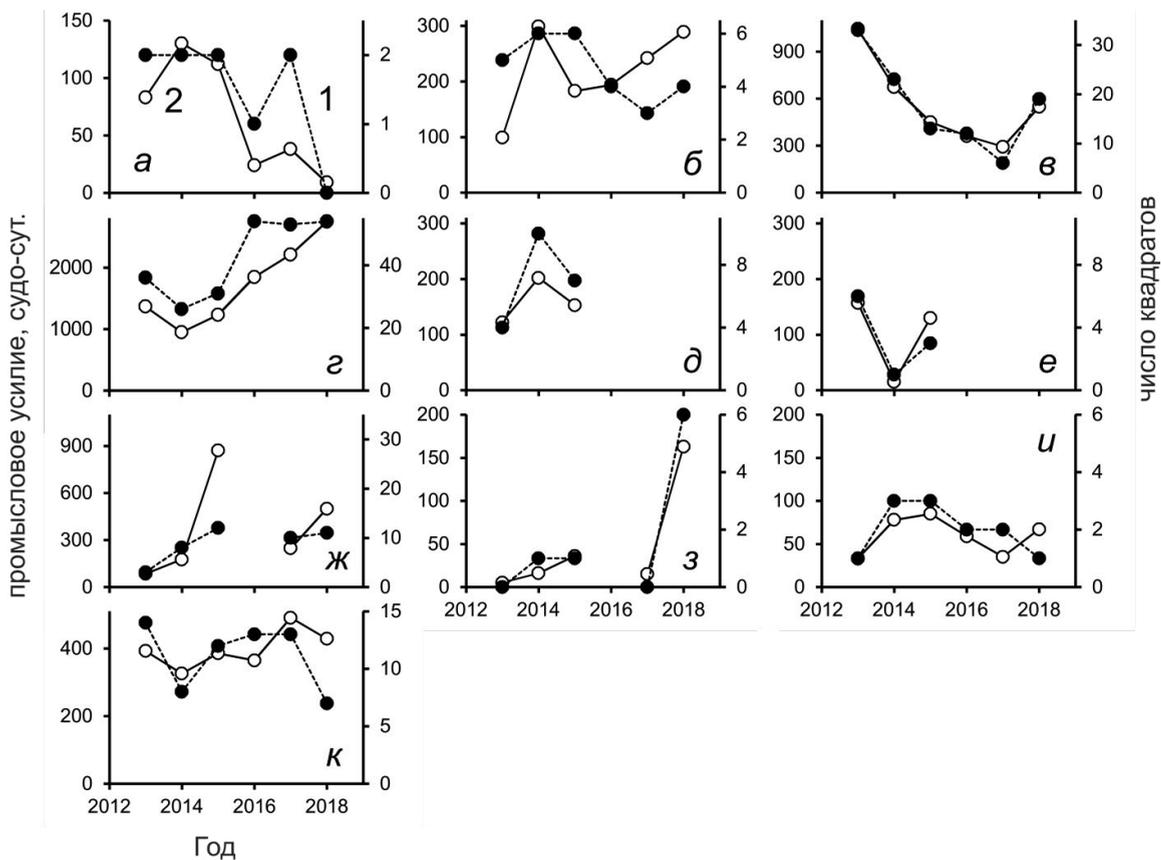


Рис. 3. Динамика обследованной площади (1, число квадратов, с которых подано ≥ 10 ССД) и промыслового усилия (2, судо-сут.) в разных районах: а — зона Западно-Беринговоморская, Корякский район; б — там же, Наваринский район; в—г — подзоны Северо-Охотоморская и Западно-Камчатская, районы В и А соответственно; д—е — подзона Восточно-Сахалинская, северо-восточный и юго-восточный районы соответственно; ж—к — подзона Приморье, районы А—D соответственно.

ния, между скорректированными оценками и оценками по данным учетных съемок, отмеченные для 2017–2018 гг. (табл. 4), могли быть связаны с тем, что в эти годы учетные съемки охватывали не всю акваторию, занимаемую промысловым запасом.

Подзона Карагинская. Промысловая статистика отсюда наименее надежна, поскольку регулярно производится «перевозка улова» в соседнюю Западно-Берингоморскую зону (Буяновский, Алексеев, 2017). Чтобы преодолеть связанное с этим затруднение в оценках запаса был проведен дополнительный анализ ССД, подававшихся из обоих регионов. Между 170° (граница

между регионами) и 171° в.д. промысловых скоплений нет, и поэтому все ССД подававшиеся с этого участка (рис. 1 б), входящего в Западно-Берингоморскую зону, относили к Карагинской подзоне. Далее, если судно в один день из одних и тех же координат подавало сообщение из двух регионов, то улов суммировали, а ССД относили к Карагинской подзоне: происхождение улова легко определялось по координатам подачи ССД в соседние дни. Сформированный таким образом массив, как привило, характеризовался и более высокими уловами, и более значительным годовым выловом. Исходя из этих данных, были пересчитан не только доступ-

Таблица 4. Расчет скорректированной оценки запаса краба-стригуна опилио в Дальневосточных морях России

Регион	Год	Исходные данные				Прирост по индикаторам 1–3, год t / год $t-1$ (цвет)			Индикатор 4 (цвет)	Интегральный прирост	Скорректированный запас тыс. т
		1	2	3	4	5	6	7			
Зона Западно-Берингоморская	2013	9,5	3,7	3,3	-	1,31	1,15	0,96	-	1,15	9,3 ± 0,8
	2014	12,4	4,3	3,2	0,9	(з)	(ж)	(ж)	0,32 (ж)	1,26	10,7 ± 0,9
						1,01	1,26	1,52	0,33 (ж)		13,5 ± 1,2
	2015	12,5	5,4	4,8	1,0	(ж)	(з)	(з)		1,02	
						0,98	1,18	0,91	0,20 (з)		
	2016	12,3	6,4	4,4	1,0	(ж)	(ж)	(ж)		1,10	15,2 ± 1,3
						0,62	1,10	1,27			
	2017	7,6	7,1	5,6	1,2	(к)	(ж)	(з)	0,22 (з)	1,28	19,4 ± 1,7
н.д.						1,33	1,22	0,22 (з)			
2018	н.д.	9,4	6,9	2,1		(з)	(з)				
Подзона Карагинская	2013	2,0	1,7	4,8	-	1,48	0,73	1,48	-	1,23	2,7 ± 0,6
	2014	2,9	1,2	7,0	0,8	(з)	(к)	(з)	0,63 (к)	1,34	3,3 ± 0,7
						2,08	0,96	0,97	0,29 (з)		4,5 ± 1,0
	2015	6,0	1,12	6,8	0,3	(з)	(ж)	(ж)		1,91	
						н.д.	2,01	1,82	0,52 (ж)		
	2016	н.д.	2,4	12,4	1,3	н.д.	(з)	(з)		0,74 (к)	0,79
						н.д.	0,77	0,81			
	2017	7,2	1,8	9,8	1,4	н.д.	(к)	(к)	0,66	0,66	5,3 ± 1,8
н.д.						0,74	0,59				
2018	н.д.	1,4	5,8	1,0		(к)	(к)	0,73 (к)			

Таблица 4. Продолжение

Регион	Год	Исходные данные				Прирост по индикаторам 1–3, год t / год $t-1$ (цвет)			Индикатор 4 (цвет)	Интегральный прирост	Скорректированный запас тыс. т
		1	2	3	4	5	6	7			
Подзоны Северо-Охотоморская и Западно-Камчатская	2013	120,9	33,7	4,2	-	н.д.	1,41	1,45	-	1,43	120,9
	2014	н.д.	47,5	6,1	12,0		(з)	(з)	0,27 (з)		172,7
	2015	н.д.	51,3	7,1	12,0	-	1,08	1,17	0,26 (з)	1,12	194,2
						н.д.	0,90	0,91		0,91	
	2016	н.д.	46,4	6,2	13,6	н.д.	1,02	0,99	0,33 (ж)	1,01	175,8
						н.д.	0,91	0,87		0,89	
	2017	-	47,4	6,2	15,8		(ж)	(ж)	0,37 (ж)		177,0
	2018	н.д.	43,1	5,6	18,1		(ж)	(к)	0,47 (ж)		157,8
Подзона Восточно-Сахалинская	2016	н.д.	6,7	5,0	-	н.д.	1,24	1,23	-	1,24	18,1
	2017	н.д.	8,4	6,1	1,5		(з)	(з)	0,18 (з)		22,4
	2018	16	5,7	4,6	1,6	н.д.	0,68 (к)	0,75 (к)	0,28 (з)	0,71	16,0
Подзона Западно-Сахалинская	2017	4,5	0,7	3,7	-	1,04	1,27	0,71	-	1,01	4,6 ± 0,1
	2018	4,7	0,9	2,6	0,5	(ж)	(з)	(к)	0,44 (ж)		4,6 ± 0,1
Подзона Приморье (к югу от м. Золотой)	2013	26,3	4,9	4,0	-	0,83 (ж)	1,01 (ж)	0,67 (к)	-	0,84	23,4 ± 3,9
	2014	21,9	5,2	2,7	0,7	0,71 (к)	1,44 (з)	1,11 (з)	0,14 (з)	1,11	20,1 ± 3,3
						1,55 (з)	0,83 (ж)	1,00 (ж)	0,48 (ж)	1,00	
	2015	15,6	6,5	2,9	3,1	н.д.	1,15	0,87	-	1,13	22,3 ± 3,7
						н.д.	0,87	0,81		0,84	
	2016	24,1	5,8	2,9	0,2		(ж)	(ж)	0,18 (з)		22,3 ± 3,7
	2017	н.д.	6,7	3,3	1,2	н.д.	0,87 (ж)	0,81 (к)	0,67 (к)		25,3 ± 4,2
						н.д.	0,87 (ж)	0,81 (к)		0,84	
	2018	3,7	5,2	2,7	3,5		(ж)	(к)	0,67 (к)		20,0 ± 3,3

Таблица 4. Окончание

Регион	Год	Исходные данные				Прирост по индикаторам 1–3, год t / год $t-1$ (цвет)			Индикатор 4 (цвет)	Интегральный прирост	Скорректированный запас тыс. т
		1	2	3	4	5	6	7			
Подзона Приморье (к северу от м. Зологой)	2013	н.д.	14,6	2,9	-	н.д.	1,13	1,29	-	1,21	29,6 ± 30,2
	2014	н.д.	16,5	3,8	1,3		(ж)	(з)	0,08 (з)		35,8 ± 36,5
	2015	15,7	16,5	5,0	1,6	н.д.	1,00 (ж)	1,31 (з)	0,10 (з)	1,15	41,3 ± 42,1
							0,85 (ж)	0,78 (к)		0,82	
	2016	н.д.	14,0	4,3	1,5	н.д.	0,80 (ж)	0,92 (ж)	0,11 (з)	0,86	33,7 ± 34,3
							0,73 (к)	0,86 (к)		0,79	
	2017	н.д.	11,2	3,9	1,7	н.д.	(ж)	(ж)	0,15 (з)		28,8 ± 29,4
	2018	37,1	8,1	3,4	1,6	н.д.	0,73 (к)	0,86 (к)	0,19 (з)		22,9 ± 23,4

Примечание. Заголовки столбцов: 1 – запас по данным учетных съемок, тыс. т; 2 – доступный запас, тыс. т; 3 – средний суточный улов, т/судо-сут.; 4 – вылов, тыс. т; 5–7 – годовые приросты запаса по данным учетных съемок, доступного запаса и среднего годового улова соответственно; з, ж, к – соответствующие цвета светофора, присваиваемые индикаторам; н.д. – нет данных; * – по организационным причинам промысел был ограничен, цвет индикатора не определяли.

ный запас, но и средние суточные (нестандартизированные) уловы.

Опорное значение доступного запаса в 2014 г. составило $1,22 \pm 0,06$ тыс. т. Обследованная площадь во все годы практически не менялась. Годовой прирост доступного запаса считали по формулам (2) – (3).

Все оценки, выполненные по данным учетных съемок (2013–2015, 2017 гг.) находились в пределах доверительных границ скорректированных оценок (табл. 4). Максимальный годовой прирост, равный 91% отмечен для периода 2016/2015 гг. От других лет 2015 г. отличался существенно меньшим числом ССД, указывающих на «пере-

возку» улова (см. выше). Возможно, они не были показаны в официальной статистике, и потому расчетная величина доступного запаса, так же как и значение среднегодового суточного улова в этот год оказались заниженными.

Подзоны Северо-Охотоморская и Западно-Камчатская. Опорные значения доступного запаса в районах В и С (рис. 1 в) в 2013 г. составили $8,94 \pm 0,04$ и $2,24 \pm 0,20$ тыс. т, соответственно. В районе А в 2017 г. оно составило $29,90 \pm 0,12$ тыс. т.

В районе С обследованная площадь в 2014 г. снизилась по сравнению с 2013 г. в 2 раза, усилие – в 3,2 раза. С 2015 г. про-

мысел практически не велся. Исходя из этого, представляется, что реальная площадь промыслового скопления здесь постепенно уменьшалась — с 8 квадратов в апреле-августе 2013 г. до 4 в тот же период 2014 г. и далее — до 1 (минимум) в 2015–2018 гг. В районе В динамика обследованной площади была тесно скоррелирована с динамикой промыслового усилия (рис. 3 в), и нет оснований считать, что реальная площадь не оставалась постоянной. В районе А в 2013–2016 гг. эти показатели также были скоррелированы, а в 2016–2018 гг., несмотря на рост усилия, обследованная площадь оставалась неизменной (рис. 3 г). Скорее всего, в 2016–2018 гг. скопление осваивалось по всей его площади, то есть обследованная площадь совпала с реальной. Следовательно, и в этом районе поправку на изменение площади в формулу (2) вводить нецелесообразно.

При расчете коэффициентов годового прироста доступного запаса полную стандартизацию применяли только для района С при (рекуррентной) оценке запаса в 2015–2018 гг. Для расчета прироста средних суточных (не стандартизированных) уловов данные по Северо-Охотоморской и Западно-Камчатской подзонах были объединены. Вылов считали, суммируя данные из обеих подзон.

Учетные съемки в 2013–2014 и 2017 гг. охватывали не всю акваторию, занимаемую запасом. Согласно данным наиболее полной съемки, выполненной в 2012 г. оцененный запас составил 120,9 тыс. т. Допуская (так же как и коллеги из Магадан-НИРО), что в 2013 г. запас не изменился, значение 2012 г. было использовано для расчета скорректированной оценки (табл. 4). Максимальный прирост доступного запаса в 2014–2013 гг. составил 41%.

В подзоне Западно-Камчатская площадь участка, где велся промысел, составляла в 2018 г. 5,5% от площади района А, где доступный запас в этот год составил 31,9 тыс. т. Если допустить, что в пределах района запас распределен равномерно, то на участке подзоны Западно-Камчатская он со-

ставит 1,8 тыс. т. Вылов в 0,14 тыс. т равный 8% от доступного запаса был существенно ниже, чем в соседней Северо-Охотоморской подзоне (табл. 4).

Подзона Восточно-Сахалинская. Опорное значение доступного запаса в северо-восточном районе (рис. 1 г) в 2018 г. составило $2,45 \pm 0,32$ тыс. т, в юго-восточном — в 2016 г. $4,2 \pm 0,63$ тыс. т. В обоих районах ежегодная обследованная площадь коррелировала с величиной промыслового усилия (рис. 3 д, е), не опровергая предположения о постоянстве реальной площади промыслового скопления. Соответственно, поправок на изменение площади в формуле (2) не делали.

При расчете годового прироста доступного запаса для южного скопления, где в 2017 г. промысел был ограничен, использовали полную стандартизацию. В остальных случаях применяли формулы (2) — (3).

После открытия промысла в 2016 г. учетных съемок не проводили. Для расчета скорректированной оценки использовали данные Е. Р. Первеевой и И. С. Черниенко, согласно которым, на основе модели Деризо-Шнюте (Черниенко, 2016) в 2018 г. запас должен был составить 16 тыс. т. По скорректированным данным (табл. 4) максимальный прирост запаса составил 24%.

Подзона Приморье. В районе А (залив Петра Великого, рис. 1 д) опорное значение доступного запаса составило в 2015 г. $3,59 \pm 0,04$ тыс. т. В 2013–2014 г. увеличение обследованной площади совпадало с увеличением промыслового усилия (рис. 3 ж), а в 2014–2015 г. прирост усилия был выше прироста площади. В 2018 г. по сравнению с 2017 г. усилие было меньше, но обследованная площадь осталась практически такой же, как в 2015 г. Вероятно, в эти годы здесь, так же как и в районе А Северо-Охотоморской подзоны обследованная площадь совпала с реальной. С учетом всех этих обстоятельств поправку на площадь в формулу (2) не вводили. Коэффициенты ежегодного прироста доступного запаса считали по формулам (2) — (3), за исключением периодов 2016/2015 и 2017/2016 гг., когда из-за от-

сутствия промысла в 2016 г., пришлось применить метод полной стандартизации.

В районе *B* опорное значение доступного запаса составило в 2018 г. $0,68 \pm 0,02$ тыс. т. Динамика обследованной площади была скоррелирована с динамикой промыслового усилия (рис. 3, з), не опровергая предположения о постоянстве реальной площади, занимаемой промысловым скоплением. Так же как и в районе *A* годовые приросты по отношению к 2016 г. считали методом полной стандартизации.

В районе *C* опорное значение доступного запаса составило в 2018 г. $0,60 \pm 0,14$ тыс. т. В 2013–2017 гг. динамика обследованной площади была скоррелирована с динамикой промыслового усилия. В 2018 г. на фоне роста усилия число обследованных (подано ≥ 10 ССД) квадратов уменьшилось (рис. 3 и). Тем не менее, число квадратов, в которых было подано 5–9 ССД в 2017 г. было равно 1, а в 2018–5 ССД. При таких данных, базируясь на предположении о постоянстве реальной площади промыслового скопления, было принято решение не вводить поправок на площадь в формулу (2).

В районе *D* опорное значение доступного запаса составило в 2018 г. $8,24 \pm 0,80$ тыс. т. В 2013–2017 гг. динамика обследованной площади была скоррелирована с динамикой промыслового усилия, а в 2017–2018 г. площадь, по сравнению с усилием, уменьшилась значительно сильнее (рис. 3 к). Среднее значение промыслового усилия в квадрате выросло с 32 судо-сут. в 2017 г. до 46 судо-сут. в 2018 г. Все это указывает на возможность уменьшения реальной площади промыслового скопления, и поэтому в формулу (2) была введена поправка на площадь, равная 0,7 для периода 2018/2017 гг.

До 2018 г. учетные съемки в подзоне проводили раздельно — на акваториях к северу и югу от м. Золотой ($47^{\circ}20'$ с.ш.), границе между Хабаровским и Приморским краями. Поскольку годы выполнения съемок не всегда совпадали, то оценить объединенный запас по их данным для ряда лет не представляется возможным. Поэтому при

корректировке оценок запаса каждая из акваторий рассматривалась отдельно (табл. 4). Районы *A–C* целиком расположены к югу от м. Золотой (рис. 1 д), а район *D* — в основном, к северу от него. Для этого района доли доступного запаса на каждой из двух акваторий считали пропорционально числу точек, откуда подавали ССД. В итоге для расчета скорректированной оценки запаса к югу от м. Золотой (табл. 4) использовали объединенные данные по доступному запасу из районов *A–C* и частично — из района *D*, а — к северу от м. Золотой — только из района *D* (частично).

К югу от м. Золотой репрезентативные учетные съемки были выполнены в 2013–2016 гг. Промысловый запас по их данным принимали как биомассу морфометрически зрелых, «широкопалых» (Иванов, Соколов, 1997), самцов шириной карапакса свыше 100 мм. Межгодовые колебания скорректированных оценок запаса варьировали в пределах 16%, а их абсолютные значения — от 20 до 25 тыс. т (табл. 4). К северу от м. Золотой в 2013–2018 гг. было выполнено две учетных съемки. Сильный разброс в оценках запаса обусловил сравнительно широкие границы доверительного интервала для скорректированной оценки.

Подзона Западно-Сахалинская. Промысел открылся в 2017 г. Опорное значение доступного запаса в этот год составило $0,72 \pm 0,03$ тыс. т. Уменьшение обследованной площади в 2018 г. совпало с уменьшением величины промыслового усилия, и поэтому поправку на площадь в формулу (2) не вводили. Согласно скорректированной оценке запас в 2018 г. остался на уровне 2017 г. (табл. 4).

ОБСУЖДЕНИЕ

Так же как и для краба-стригуна Бэрда (Буяновский, 2019 б), скорректированные оценки запасов краба-стригуна опилио были близки к оценкам по данным репрезентативных учетных съемок (табл. 4). Когда учетные съемки были выполнены не в полном

объеме, скорректированные оценки показывали более высокие значения. Все это подтверждает, что значения скорректированных оценок, учитывающие данные промысловой статистики, могут заменить результаты учетных съемок в качестве входных данных для настройки моделей и дальнейшего прогнозирования (Буяновский, 2019 б). Вместе с тем, так же как и результаты расчета по моделям, скорректированные оценки должны постоянно опираться на материалы учетных съемок, на основе которых и выполняется корректировка (табл. 3).

Зависимость между выловом и приростом доступного запаса на следующий год (рис. 4) показывает, что низкая промысловая смертность не всегда является причиной уменьшения ресурса. Тем не менее, видна отчетливая тенденция, что при изъятии доступного запаса свыше 40%, на следующий год его величина снижается. Единственное положительное значение относится к подзоне Западно-Сахалинская, где исследования ограничены 2 годами, и оценки являются сугубо предварительными. Поскольку оценку вылова и доступного запаса можно выполнять в текущем году, то долю изъятия следует учитывать при обосновании ОДУ на следую-

щий год, не допуская, чтобы прогнозируемый вылов был более 40% от ожидаемого доступного запаса. Для оценки ожидаемого значения можно использовать какой-нибудь из немодельных методов (Бабаян и др., 2018), опираясь на данные таблицы 4.

Наряду с формулами (2) – (3), лежащими в основе метода частичной стандартизации, годовой прирост доступного запаса можно оценивать, в рамках попарной стандартизации, рассчитывая экспоненту (при логарифмической функции отклика) коэффициента влияния фактора года. Для краба-стригуна Бэрда результаты расчета по формулам (2) – (3), дали лучшие оценки (Буяновский, 2019 б), чем результаты сравнения стандартизованных уловов, вычисленных в рамках метода попарной стандартизации. Для краба-стригуна опилию аналогичное сопоставление показало высокую степень сходства (рис. 5). В первом варианте, когда не учитывали поправку на смещение сроков промысла, только в одном случае расчет по первому методу завысил прирост, а в другом – расчет по второму методу сильно занижил его (рис. 5 а). При учете данной поправки добавился еще один случай, когда расчет в рамках попарной стандартизации также чрезмерно занижил прирост (рис. 5 б).

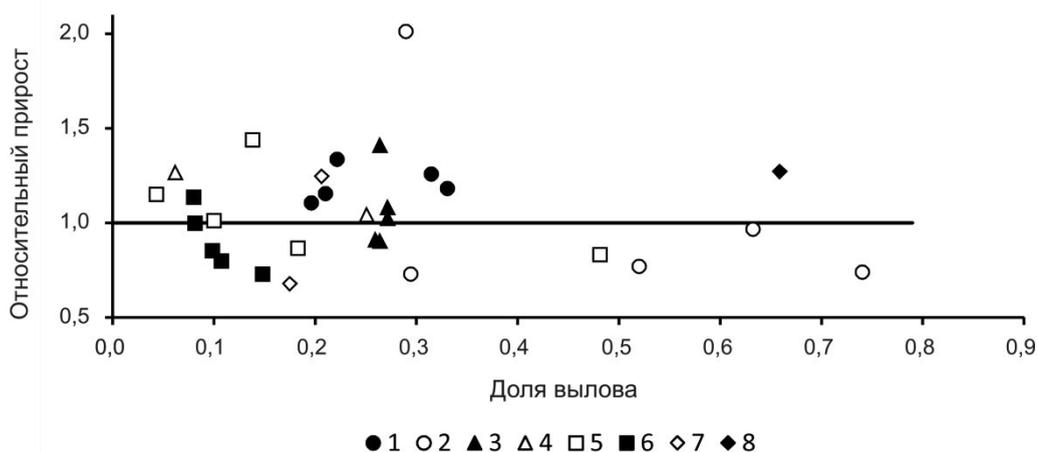


Рис. 4. Зависимость годового прироста доступного запаса от доли его изъятия в предыдущем году. Зоны: 1 – Западно-Берингоморская, 4 – Баренцево море; подзоны: 2 – Карагинская, 3 – Северо-Охотоморская и Западно-Камчатская, 5–6 – Приморье к северу и югу от м. Золотой соответственно, 7 – Восточно-Сахалинская, 8 – Западно-Сахалинская.

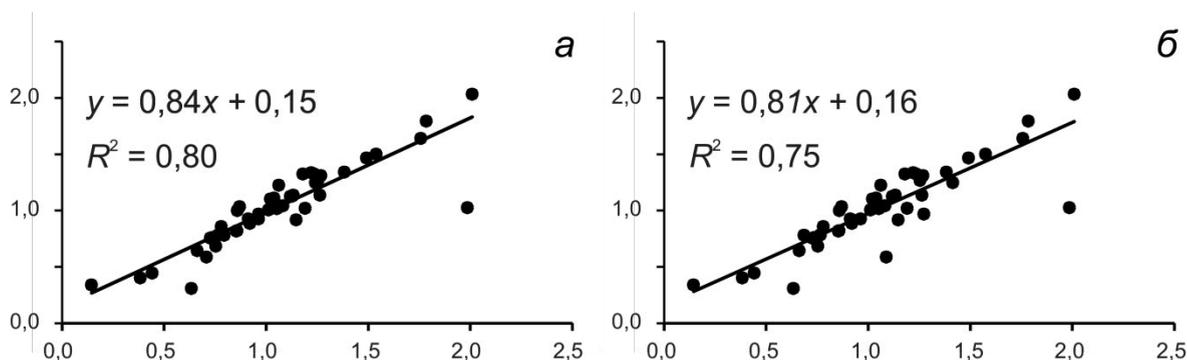


Рис. 5. Зависимость годового прироста доступного запаса краба-стригуна опилио, оцениваемого методом попарной стандартизации от прироста, оцениваемого методом частичной стандартизации без учета (а) и с учетом (б) различий в сроках начала промысла.

Попарная стандартизация является одним из этапов метода частичной стандартизации, позволяющим вычислить коэффициенты влияния фактора судна для их последующего использования в формуле (2). Она не позволяет оценить годовой прирост запаса, если в один из сравниваемых годов в районе нет промысла. Это можно сделать методом полной стандартизации, когда анализируются данные из разных районов зоны или подзоны за многолетний период. У метода есть два недостатка: во-первых, при появлении новых данных, все коэффициенты надо заново пересчитывать, и, во-вторых, при использовании логарифмической функции отклика расчетный годовой прирост во всех районах будет одинаковым, что не всегда соответствует действительности (табл. 4).

Таким образом, оценка годового прироста доступного запаса через отношение стандартизированных уловов, вычисленных в рамках метода попарной стандартизации, вполне приемлема. Важным преимуществом по отношению к другим методам является быстрота расчета. Если же полученная оценка вызывает сомнение, ее можно проверить методом частичной стандартизации, когда по формулам (2) – (3), сравниваются данные, собранные в одни и те же сезоны. Это особенно актуально, если в сравниваемые годы сроки начала промысла сильно различаются. Метод полной стандартизации, учитывая указанные выше недостатки, лучше исполь-

зовать как вспомогательный, когда необходимо оценить доступный запас, в районах, где промысел в отдельные годы не выполнялся.

Итак, результаты, полученные по крабам-стригунам Бэрда (Буяновский, 2019 б) и опилио показывают, что корректировка оценки запаса с привлечением промысловой статистики, дает тем более точные значения, чем чаще выполняются учетные съемки. И хотя предлагаемый алгоритм позволяет рассчитать запас в годы отсутствия съемок (табл. 4), накопление таких лет неизбежно приведет к искажению информации.

Во время промысла эксплуатируется только часть запаса, сосредоточенная в промысловых скоплениях — доступный запас. Предварительные данные показывают, что при изъятии свыше 40% велика вероятность его уменьшения на следующий год. Поэтому при обосновании ОДУ данное значение можно использовать как еще один ограничитель, обеспечивающий устойчивость эксплуатации запаса.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Алексеев Д. О., Буяновский А. И., Бизиков В. А. Принципы построения единой стратегии регулирования промысла крабов в морях России // *Вопр. рыболовства*. 2017. Т. 18. № 1. С. 21–41.

Бабаян В. К., Бобырев А. Е., Булгакова Т. И. и др. Методические рекоменда-

ции по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов. М.: Изд-во ВНИРО, 2018. 312 с.

Баканев С.В., Павлов В.А. Краб-стригун опилио // Состояние биологических ресурсов Баренцева и Белого моря в 2019 г. Мурманск: ПИРО им. Н.М. Книповича, 2019. С. 45–47.

Буяновский А.И. Использование промысловой статистики для районирования акватории при исследовании морских донных беспозвоночных // Вопр. рыболовства. 2018. Т. 19. № 1. С. 115–126.

Буяновский А.И. К использованию моделей истощения для оценки промысловых запасов крабов // Там же. 2019 а. Т. 20. № 1. С. 107–122.

Буяновский А.И. Использование промысловой статистики для оценки динамики запаса краба-стригуна Бэрда // Там же. 2019 б (в печати).

Буяновский А.И., Алексеев Д.О. Промысловая статистика как индикатор состояния запаса промысловых беспозвоночных // Там же. 2017. Т. 18. № 3. С. 268–282.

Иванов Б.Г., Соколов В.И. Краб-стригун *Chionoecetes opilio* (Crustacea Decapoda, Brachyura Majidae) в Охотском и Беринговом морях // Arthropoda Selecta. 1997. Т. 6. Вып. 3–4. С. 63–86.

Карасев А.Н. Краб-стригун опилио северной части Охотского моря (особенно-

сти биологии, запасы, промысел). Магадан: Новая полиграфия, 2014. 194 с.

Крабы-стригуны – 2018 (путинный прогноз). Владивосток: ТИПРО-Центр, 2018. 141 с.

Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высш. школа, 1990. 352 с.

Первеева Е.Р. Распределение и биология стригуна опилио *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) в водах, прилегающих к о. Сахалин. Автореферат дисс. ... канд. биол. наук. Южно-Сахалинск.: СахНИРО, 2006. 22 с.

Федотов П.А. Текущее состояние запасов краба-стригуна берди и ближайшие перспективы его промысла в западно-беринговоморской зоне // Природные ресурсы, их современное состояние, охрана, промысловое и техническое использование. Петропавловск-Камчатский: Изд-во КГТУ, 2017. С. 181–185.

Черниенко И.А. Моделирование динамики запаса колючего краба *Paralithodes brevipes* южных Курильских островов конечно-разностной моделью с запаздыванием // Изв. ТИПРО. 2016. Т. 185. С. 1–10.

Шагинян Э.Р. Состояние запаса и оценка численности синего краба (*Paralithodes platypus* Brandt) Западно-Камчатской подзоны в путину 2013 г. // Исслед. вод. биол. ресурсов Камчатки и Северо-западной части Тихого океана. 2014. Вып. 35. С. 56–62.

THE SNOW CRAB FISHERY STATISTICS IN THE RUSSIAN SEAS: ATTEMPT OF THE CORRECTED ASSESSMENT APPLICATION

© 2020 y. A. I. Buyanovsky

Russian Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO), Moscow, 107140

Dynamics of the snow crab stocks from different Russian seas is given for the period 2013–2018. The stocks assessments were made by the original algorithm which allows to correct data of research surveys by fisheries statistics (corrected stock assessment). Algorithm application to cases of both fisheries in spatially isolated patches and years of missed research surveys are examined particularly. Generally the difference between the data of representative research surveys and corrected stock assessments are not great. If the yield exceed 40 percent from the available stock the last trends to reduce next year.

Keywords: fisheries, catch per effort (CPUE), stock assessment, snow crab, general linear models, traffic-light method, TAC