

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ РЫБОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 574.587: 574.62

**К ИСПОЛЬЗОВАНИЮ МОДЕЛЕЙ ИСТОЩЕНИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ
ПРОМЫСЛОВЫХ ЗАПАСОВ КРАБОВ**

© 2019 г. А. И. Буяновский

*Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии,
Москва, 107140
E-mail: albuy@mail.ru*

Поступила в редакцию 26.06.2018 г.

На примере популяций краба-стригуна Бэрда показано, что, применяя метод Лесли для оценки начальной биомассы промыслового скопления по данным суточных уловов, возникает неопределенность, связанная с длиной ряда наблюдений. Для ее преодоления предложен алгоритм, включающий: стандартизацию данных с учетом влияния фактора судна, использование полинома 3-й степени при выборе опорных дат для расчета коэффициентов регрессии, удаление сомнительных вариантов на всех этапах расчетов. Оценки, выполненные для четырех единиц запаса, сопоставляются с данными учетных съемок и результатами расчетов по ранее опубликованным алгоритмам. Обсуждается концепция доступного промыслового запаса.

Ключевые слова: *Chionoecetes bairdi*, Охотское море, модель Лесли, оценка запаса.

Запасы крабов оценивают по данным учетных съемок методами прямого учета (Бизиков и др., 2013) или с помощью аналитических моделей (Баканев, 2012; Ильин, Иванов, 2015; Черниенко, 2016). Помимо ряда недостатков, связанных с использованием только данных учетных съемок (Буяновский, 2012), их ежегодно выполняемого числа недостаточно для анализа всех эксплуатируемых запасов. Как следствие, оценки все чаще становятся инерционными.

Другим источником информации для оценок запаса является научный мониторинг — работа научного сотрудника на промысловом судне. Большое число наблюдений, включающих обработку уловов из отдельных промысловых ловушек, позволяет надежно оконтурить облавливаемые скопления. Поскольку площадь облова крабовой ловушки является ненадежным параметром (Иванов, 1994), то прямой учет на ее основе вызывает сомнения и требуется поиск альтернативных методов. Один из них — оценка начального запаса с помощью модели истощения (уравнение регрессии,

описывающее постепенное снижение вылова) — всегда привлекал внимание исследователей (Михеев и др., 2012; Баканев, 2015). Ограниченность применения метода связана с необходимостью изоляции облавливаемого скопления, так как иначе истощение вследствие вылова может быть или усилено эмиграцией, или ослаблено иммиграцией с соседних участков. Кроме того, при длительном наблюдении определенные искажения вносят процессы пополнения (достижения молодыми особями промысловых размеров) и естественной смертности.

Попытка учета всех перечисленных факторов была сделана в компьютерной программе «Обобщенная модель Лесли с фильтром Калмана (ОМЛ ФК)» (Михеев и др., 2012). Она позволяет успешно оценивать запас при ведении промысла, даже когда источником информации является единственное судно. Основное требование к программе заключается в знании величины уловов на ловушку, которую может определить только научный сотрудник, находящийся на судне. Поскольку начиная с 2009 г. работы по на-

учному мониторингу резко сократились, то круг объектов приложения данной модели (в ее классическом виде) сильно сузился.

В этих условиях все большую роль начинает играть промысловая статистика, основанная на результатах судовых суточных донесений (ССД), поступающих в базу данных отраслевой системы мониторинга (ОСМ). Промысел, ведущийся группой судов, как правило, покрывает всю акваторию промысловых скоплений, и при оценке запаса влияние локальных миграций на среднюю величину улова должно быть меньше, чем при анализе работы одного судна. Для большинства популяций промысел разрешен в сроки, когда линька крабов или еще не началась, или уже завершилась и, соответственно, пополнения в период лова может не происходить. То же относится и к естественной смертности, которая наиболее высока в период линьки, когда крабы защищены в наименьшей степени. Важным фактором, затрудняющим оценку, остается незаконный промысел, но в последние годы его роль заметно упала даже среди наиболее востребованных промыслом видов (Шагинян, 2014; Ильин, Иванов, 2015).

Все это дает возможность использовать одну из моделей истощения — метод Лесли (Leslie, Davis, 1939) — в классическом виде, когда оценку двух параметров, коэффициента улавливаемости и начального запаса, можно сделать с помощью регрессионного анализа. Так, для камчатского краба в Баренцевом море на основе данных промысловой статистики были использованы суточные уловы, усредненные для интервала в 7 сут. (Баканев, 2015). В качестве улова на усилие был принят улов на ловушку, рассчитываемый как отношение суточного улова к числу промысловых операций (обработанных ловушек). Учитывая, что на промысле использовали ловушки разных типов, первичную информацию стандартизировали методом обобщенных линейных моделей (Gavaris, 1980).

При оценке запасов дальневосточных крабов предложенная методика не может быть принята в неизменном виде, так как

если суточный вылов, указываемый в ССД, как правило, не искажается (Буяновский, Алексеев, 2017), то число указываемых промысловых операций не отражает реального числа использованных ловушек и, следовательно, улов на ловушку рассчитан быть не может. Возникают вопросы о целесообразности стандартизации по типам ловушек и об оптимальном временном интервале для усреднения уловов. Таким образом, цель данной работы можно сформулировать как адаптацию методики, используемой для оценки запаса в Баренцевом море, к промысловой статистике, поступающей с Дальнего Востока.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В качестве материала была выбрана промысловая статистика по крабу-стригуну Бэрда *Chionoecetes bairdi* из четырех районов, соответствующих рыбопромысловым зонам или подзонам: Корякского берега Берингова моря (зона Западно-Беринговоморская), Олюторского залива (подзона Карагинская), Кроноцкого залива (подзона Петропавловск-Командорская), Юго-Западной Камчатки (подзона Камчатско-Курильская). Названия зон/подзон и их границы установлены приказами Министерства рыбного хозяйства СССР № 408 от 09.09.1980, № 350 от 08.08.1988 и № 126 от 10.03.1989.

Для анализа были использованы ССД за 2013–2017 гг., которые относятся к промышленному или прибрежному лову, выполняемому крабовыми ловушками. Данные более ранних лет были отброшены, поскольку есть подозрения, что они сильно искажались в сторону занижения (Шагинян, 2014). Каждое ССД содержало сведения о дате, названии судна, среднесуточных координатах и глубинах, суточном вылове сырца (улов, т/сут.), режиме и орудиях лова (полную информации, см.: <http://www.cceditor.ru>).

Поскольку значительная часть ССД, подаваемых из Западно-Берингово-

морской зоны, содержала координаты, не соответствующие району промысла (Буяновский, Алексеев, 2017), то для анализа были использованы только данные, чьи координаты располагались между меридианами $173^{\circ}20'$ и $174^{\circ}40'$ в.д. Для остальных районов, где доля данных с сомнительными координатами была низкой, использовали все ССД.

После анализа длительности промысла, числа судов и затраченного ими усилия как наиболее репрезентативные были выбраны следующие массивы: Корякский берег — 17.04–14.11.2014, Олюторский залив — 30.05–01.10.2014, Кроноцкий залив — 07.07–24.08.2017, Юго-Западная Камчатка — 04.01–31.12.2017. Для сравнения зависимости оцениваемого запаса от длины ряда наблюдений были использованы данные с Юго-Западной Камчатки за 2013–2015 гг.

Для расчета начального запаса B_0 была использована формула:

$$C_t = qB_0 - qK_{t-1}, \quad (1)$$

где C_t — улов одного судна (т/судо-сут.) в день t ; q — коэффициент улавливаемости; B_0 — промысловый запас к началу промысла, т; K_{t-1} — суммарный (накопленный) вылов к концу дня $t-1$ (Баканев, 2015).

Расчеты выполняли с помощью регрессионного анализа в программном пакете MS-Excel® (надстройка «Анализ данных»).

Зависимость оценки B_0 от длины ряда наблюдений. В разные годы промысел начинался в разное время. Для нейтрализации влияния сезонного фактора были взяты ССД, отправленные до 30 июня (рис. 1, а). В 2013 г. одно ССД было отправлено 2 июля, но поскольку оно относилось к судну, которое ранее не вело промысел, то из дальнейшего анализа его исключили. Было использовано 259 ССД для 2013 г., 172 — для 2014 г., 213 — для 2015 г. В расчетах использовали фактические уловы без какой-либо стандартизации. Если к одной дате относилось несколько ССД (с разных судов), их усредняли.

Для расчетов B_0 (для каждого года) выбирали все интервалы, которые можно было сформировать из последовательностей дат, указанных на рис. 1, а. При этом значения K_{t-1} , первоначально рассчитанные от первой даты (04.03.2013, 03.01.2014, 04.01.2015), оставались неизменными, независимо от того, какая из дат выбиралась в качестве начальной (рис. 1, б)¹. Минимальный интервал был равен трем последовательным датам, максимальные: 98 дат для 2013 г., 99 — для 2014 г., 101 — для 2015 г.

Для каждого выбранного интервала строили линии регрессии (рис. 1, б) и рассчитывали коэффициенты, по которым в соответствии с формулой (1) вычисляли q и B_0 . Всего было выполнено 4656 расчетов для 2013 г., 4851 — для 2014 г., 5050 — для 2015 г. После удаления результатов, где угловой коэффициент был > 0 (отрицательные B_0) для 2013 г. осталось 1216, 2014 г. — 1854, 2015 — 2829 оценок. После расчетов отдельно для каждого года выбирали последовательности с одинаковым числом дат (рис. 1, б) и для каждой из них вычисляли среднее значение B_0 и его стандартную ошибку (SE). Перед усреднением каждый массив (значений B_0) проверяли на наличие сомнительных вариантов, которые идентифицировали через критерий нормирования (Лакин, 1990) и устраняли, приравнивая максимальное значение к предыдущему (Банержи, 2007).

Для расчета стандартизированного улова применяли метод обобщенных линейных моделей (Бабаян и др., 2014; Баканев, 2015; Буяновский, Алексеев, 2017). Подготовку данных выполняли в файле MS-Excel на одном листе. Отдельными колонками заносили данные по судну и уловам. В качестве предиктора использовали один фактор — название судна. Учитывая компактность районов промысла для данного объекта, стандартизацию по ним не проводили. Стандартизацию по сезонам не делали,

¹Дополнительные расчеты показали, что обнуление K_{t-1} при использовании разных начальных дат не влияет на оцениваемое значение B_0 .

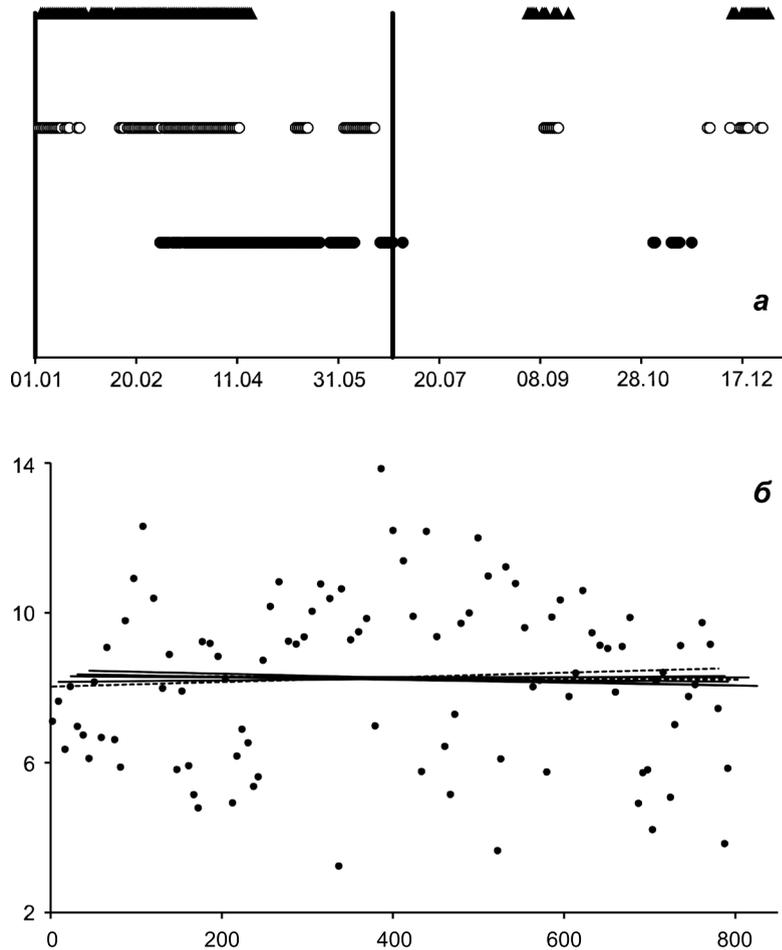


Рис. 1. Оценка зависимости начального запаса B_0 от числа наблюдений (последовательных дат). *a* — выбор максимального числа наблюдений (дат); по оси абсцисс — даты подачи судовых суточных донесений по уловам краба-стригуна Бэрда Юго-Западной Камчатки в 2013 (●), 2014 (○), 2015 (▲) гг.; (|) — сезон, выбранный для анализа (1 января—30 июня). *б* — зависимость средне-суточных уловов в 2015 г. (по оси ординат, т/судо-сут.) от кумулятивного вылова (по оси абсцисс, т) к дате подачи ССД; (—) — регрессии, коэффициенты которых были использованы для расчета средней величины B_0 для 95 наблюдений (общее число наблюдений — 100), (- - -) — регрессия, которая не была включена в расчеты вследствие положительного значения углового коэффициента.

так как из-за нее могла исказиться траектория снижения уловов, происходящего вследствие промыслового изъятия.

Расчет коэффициентов обобщенной линейной модели (GLM) выполняли в программной среде R, включив установленный пакет Rcmdr. Если в пределах выбранной функции распределения отклонение по критерию Акайке (AIC) логарифмической функции связи от той, для которой он был минимальным, не превышало 5%, то выби-

рали логарифмическую функцию, которая гарантирует наличие только положительных расчетных значений. Расчет критерия AIC выполняется автоматически при оценке коэффициентов модели.

Основная проблема, возникающая при приложении GLM к методу Лесли, связана с выбором судна, по которому выполняется стандартизация. Если выбрать судно, которое ловит мало, то и величина B_0 , рассчитанная по формуле (1), будет низкой, а если

выбрать судно, которое ловит хорошо, то высокой. В этой ситуации наиболее целесообразным представляется выбор абстрактного судна, характеризующегося средневзвешенным стандартизированным уловом (далее — абстрактное судно) C_{AV} .

Для расчета C_{AV} было принято допущение, что данная величина определяется вкладом каждого из работающих судов в общий вылов. Оно предполагает, что, с одной стороны, (стандартизированный) улов абстрактного судна будет ближе всего к улову наиболее успешно работающего реального судна, а с другой стороны, будет учитываться влияние всех участников промысла.

Стандартизированный улов (без учета влияния пространственно-временных факторов) реального судна при логарифмической функции связи будет равен:

$$C_i = e^{(I+F_i)}, \quad (2)$$

где C_i — улов i -того судна (т/сут.), I — свободный член GLM, F_i — коэффициент регрессии, стандартизирующий улов i -того судна и рассчитываемый через GLM.

Стандартизированный вылов такого судна можно представить:

$$Y_i = C_i \times m_i, \quad (3)$$

где m_i — число суток, проведенных на промысле i -тым судном.

Суммарный стандартизированный вылов всех судов будет равен

$$Y = \sum_{i=1}^k (Y_i), \quad (4)$$

где k — число судов.

Вклад каждого судна в суммарный вылов можно рассчитать как:

$$\rho_i = Y_i / Y. \quad (5)$$

Базируясь на допущении, сформулированном выше, можно рассчитать стандартизированный улов абстрактного судна:

$$C_{AV} = \sum_{i=1}^k (\rho_i \times C_i). \quad (6)$$

Далее можно ввести поправку, которая позволит уменьшить влияние фактора судна:

$$d_i = C_{AV} / C_i. \quad (7)$$

Опираясь на формулу (7), для каждого судна можно провести пересчет эмпирических значений уловов, заменив их стандартизированными:

$$C_{AV}^{ij} = C_{\circ}^{ij} \times d_i, \quad (8)$$

где C_{AV}^{ij} — «фактический» улов абстрактного судна, соответствующий j -тому улову i -того реального судна; C_{\circ}^{ij} — фактическое значение j -того улова i -того реального судна. В дальнейшем величина C_{AV}^{ij} будет называться уловом абстрактного судна.

Стандартизация по формуле (8) позволяет заметно уменьшить различия в уловах, которые могут быть связаны с фактором судна, но при этом максимальные значения могут неоправданно вырасти (рис. 2). Появление таких аномально высоких уловов требует идентификации сомнительных вариантов с их последующим устранением (см. ниже).

В целом же стандартизированные уловы представляют собой величины, которые могли бы быть достигнуты одним (абстрактным) судном, если бы в определенном районе в течение определенного времени работало только оно.

Построение полиномиального тренда и расчет его коэффициентов выполняли в программном пакете MS EXCEL 2010[®], используя соответствующие опции при построении гистограмм. После построения полинома проводили идентификацию сомнительных вариантов, для чего вначале рассчитывали остатки — разности между расчетными и эмпирическими значениями (стандартизированных) уловов². После расчета массив остатков сортировали по возрастанию, а затем для каждой соседней пары

² Другие методы (нормализация остатков, нормирование крайних значений) также были опробованы, но все они, в отличие от рассматриваемого, в некоторых случаях требовали большого (до 30 и более) числа повторных операций, которые сопровождались изменением начальных значений уловов.

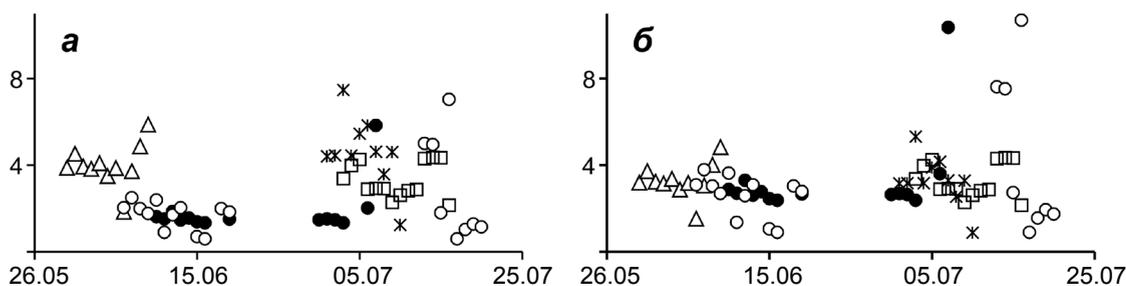


Рис. 2. Динамика уловов краба-стригуна Бэрда в Олюторском заливе летом 2014 г.: а, б — фактические и стандартизированные уловы (разными маркерами обозначены разные суда). По оси абсцисс — дата, по ординат — улов, т/судо-сут.

рассчитывали разность между предыдущим и последующим значениями. Идентификацию вариант выполняли с помощью критерия, вычисляемого по формулам:

$$T = \frac{\max(x_i - x_{i-1})}{x_n - x_2}, \quad (9a)$$

$$T = \frac{\max(x_i - x_{i-1})}{x_{n-1} - x_1}, \quad (9б)$$

где x_i и x_{i-1} — значения соседних остатков, разность между которыми максимальна; x_n , x_{n-1} , x_1 , x_2 — максимальное, предшествующее максимальному, минимальное, предшествующее минимальному значения остатков соответственно.

Формулу (9а) использовали для оценки достоверности разности между положительными остатками, формулу (9б) — отрицательными. Обе формулы немного отличаются от стандартных версий (Лакин,

1990), но в условиях, когда у нескольких сомнительных вариант могут быть близкие значения, они оказались более приемлемыми.

Если расчетное значение T превышало табличное (для уровня значимости 5% и объеме выборки, равном n), то варианту считали сомнительной. Ее значение преобразовывали, приравнивая к расчетному для соответствующего аргумента (кумулятивного вылова, K_{i-1}). После этого коэффициенты полинома пересчитывали с учетом изменения кумулятивного вылова. Процедуру повторяли до полного удаления всех сомнительных вариант. Во всех рассматриваемых примерах для полиномиальных функций сомнительные варианты обнаружены не были.

Аналогичным образом происходило удаление сомнительных вариант при переходе от полинома к линейной регрессии (рис. 3). Здесь идентификация сомнительных вариант особенно актуальна, так как при небольшом числе наблюдений влияние уловов в отдель-

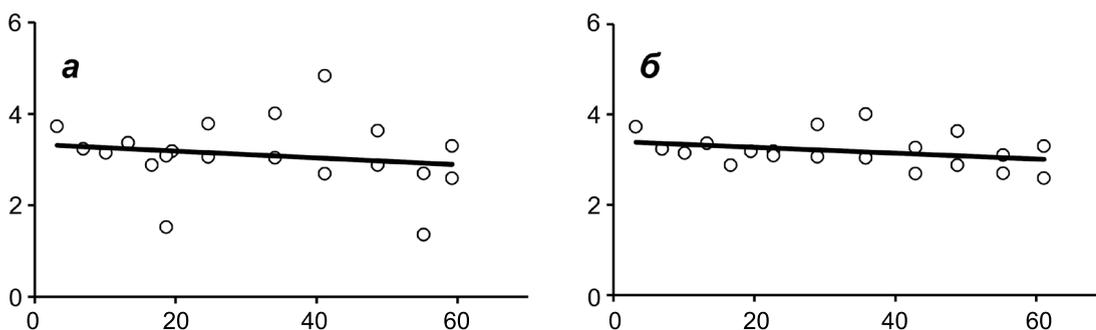


Рис. 3. Зависимость стандартизированных уловов краба-стригуна Бэрда в Олюторском заливе в 2014 г. (31.05–12.06) от кумулятивного вылова до (а) и после (б) удаления сомнительных вариант.

ных точках на значения коэффициентов регрессии может быть существенным.

При окончательном расчете усредненных значений B_0 идентификацию сомнительных вариантов проводили путем нормирования самого большого значения (Лакин, 1990). Если расчетный критерий был выше табличного, данное значение удаляли, а новый максимум нормировали с учетом пересчитанных значений среднего и стандартного отклонения. Процедуру повторяли до удаления всех сомнительных вариантов.

Данные учетных съежек были взяты из материалов, обосновывающих общие допустимые уловы и подготовленные специалистами бассейновых институтов: А. В. Лысенко, П. А. Федотовым (ФГБНУ «ТИНРО-Центр»), П. Ю. Ивановым, О. Г. Михайловой, Э. Р. Шагиняном (ФГБНУ «КамчатНИРО»).

Расчет площади скоплений выполняли на основе экспертного оконтуривания района промысла в диапазоне глубин 50–300 м в программе «Картмастер v.4.1» (Бизиков и др., 2013).

Для сравнения оценок, выполняемых различными алгоритмами в рамках метода Лесли, была выбрана единица запаса у Корякского берега с промежуточными показателями по длительности промысла и величине усилия. Помимо алгоритма, описанного выше, использовали следующие методы: 1) такой же алгоритм без предварительной стандартизации по судам, 2) метод Лесли с использованием усредненных уловов, 3) модель ОМЛ ФК (Михеев и др., 2012).

Во втором методе после предварительной стандартизации по судам данные за каждую декаду (условное начало промысла — 11.04.2014) усредняли. Для оценки был выбран самый длинный ряд, соответствующий периоду с 10.05 по 31.10. Расчет вели по формуле (1), кумулятивный вылов вычисляли как суммарный улов к началу каждой декады. Стандартную ошибку, так же как и в оригинальной методике (Баканев, 2015), считали по формуле (Krebs, 1999):

$$SE(B_0) = \frac{s_{y|x}}{q} \times \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(B_0 - \bar{K})^2}{(n-1)s_K^2}}, \quad (10)$$

где \bar{K} — средний накопленный вылов, n — число наблюдений, s_K^2 — дисперсия накопленных выловов, $s_{y|x}$ — стандартное отклонение линейной регрессии. \bar{K} и s_K^2 рассчитывали, усредняя значения кумулятивного вылова к началу каждой декады.

В третьем методе в качестве улова на усилие использовали суточный (стандартизированный) вылов одного судна, в качестве суммарного вылова — суммарный вылов всех судов за сутки. Наиболее адекватная оценка запаса была получена, когда заранее задаваемые границы параметров модели были близки значениям, использованным для Сахалино-Курильского региона (Михеев и др., 2012): коэффициент a , связывающий результирующее обилие, обусловленное неучтенными факторами в моменты времени t и $t - 1$, варьировал от 0 до 2; начальный запас N_0 — от 0 до 40000; его стандартное отклонение σ_N — от 0 до 25000; коэффициент улавливаемости q — от 10^{-6} до 10^{-3} ; результирующее обилие m_0 , обусловленное воздействием неучтенных факторов, включая миграции и незаконный вылов, — от -20000 до 30000; его стандартное отклонение σ_m — от 0 до 1000; стандартное отклонение погрешности измерений σ_y — от 0 до 20. Расчеты выполняли в программе ОМЛ ФК v.1.1.0.3. Генетический алгоритм включал 400 эпох при 2000 «особях» (термины взяты с интерфейса программы), остальные его параметры были приняты по умолчанию. Градиентный метод, автоматически включавшийся после завершения работы генетического алгоритма, содержал не более 50 итераций при дифференцировании методом Чебышева.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Формулировка задачи. Если исследуемый запас идеально соответствует модели Лесли (рис. 4, а), то регрессия, отра-

жающая зависимость среднесуточных уловов (каждый из которых соответствует определенной дате) от кумулятивного вылова, будет с отрицательным наклоном. Расчетные коэффициенты регрессии (q и B_0) при этом не будут зависеть ни от числа выбранных наблюдений, ни от начальной даты.

В реальных условиях (рис. 1, б) регрессия нередко бывает с положительным наклоном, при котором расчет по формуле (1) невозможен из-за отрицательных значений коэффициентов q и B_0 . Маскировка тенденции к снижению уловов вследствие последовательного изъятия запаса тенденцией к их росту может происходить или из-за низких уловов в начале (рис. 4, б), или из-за высоких уловов в конце промысла (рис. 4, в). Первое связано или с необходимостью разведки промыслового скопления, или с запаздыванием (по сравнению с началом промысла) его формирования. Рост уловов в конце промысла может быть вызван или пополнением, или подходом краба с соседних участков (что более вероятно, так как пополнению предшествует линька, на время которой промысел закрывают).

Возникающее затруднение в рамках метода Лесли можно решить двумя способами. Первый заключается в усложнении формулы (1) путем включения в нее дополнительных неизвестных, отражающих действие факторов, не имеющих отношения к промыслу — миграций, пополнения, смертности

и других (Михеев и др., 2012). При втором способе формула (1) остается неизменной, но часть наблюдений (уловов, соответствующих определенным датам) с правого и/или левого края ряда (начала и/или конца промысла) отбрасывается для того, чтобы наклон регрессии, построенной по оставшимся значениям, стал отрицательным.

Основное затруднение, которое возникает уже на данном этапе, связано с тем, что в отличие от идеальной модели (рис. 4, а) в реальных условиях коэффициенты регрессии (q и B_0) зависят от длины ряда наблюдений (числа выбранных дат), причем по мере роста ряда оцениваемая величина B_0 растет (рис. 5).

Наблюдаемые различия можно объяснить, считая, что, во-первых, распределение промысловых крабов сильно агрегировано (Буяновский, 2004) и, во-вторых, что с помощью формулы (1) можно оценить не весь запас, а только ту его часть, которая находится на облавливаемой площади. Как правило, после обнаружения локального скопления капитан старается сконцентрировать на нем максимальное усилие, суживая облавливаемую площадь и экономя при этом промысловое время. Интенсивный лов приводит к быстрому истощению локального скопления, что и отражается на низком значении B_0 для малого числа дат. Далее, по мере истощения первого скопления капитан выходит на следующее, где до этого лов не

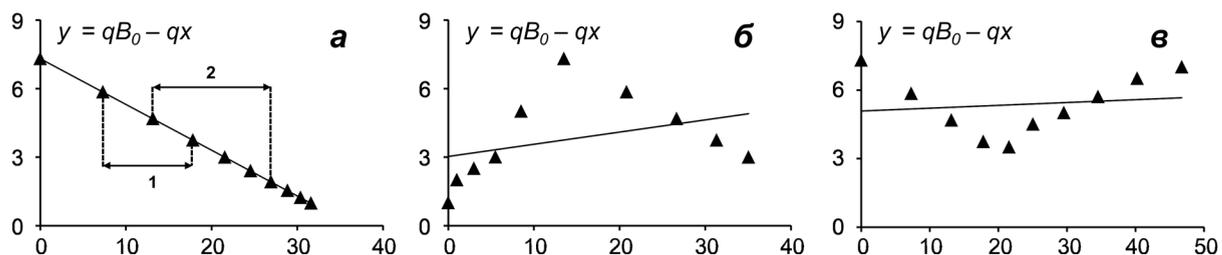


Рис. 4. Гипотетическая зависимость уловов (по оси ординат, т/судо-сут.) от кумулятивного вылова K_{t-1} (по оси абсцисс, т); число точек на графике равно числу дат: а — при идеальном следовании модели Лесли угол наклона (коэффициент улавливаемости q) отрицательный и не зависит от числа выбранных дат (1, 2); б — вследствие низких уловов в начале промысла регрессия приобретает положительный наклон; в — то же самое вследствие высоких уловов в конце промысла.

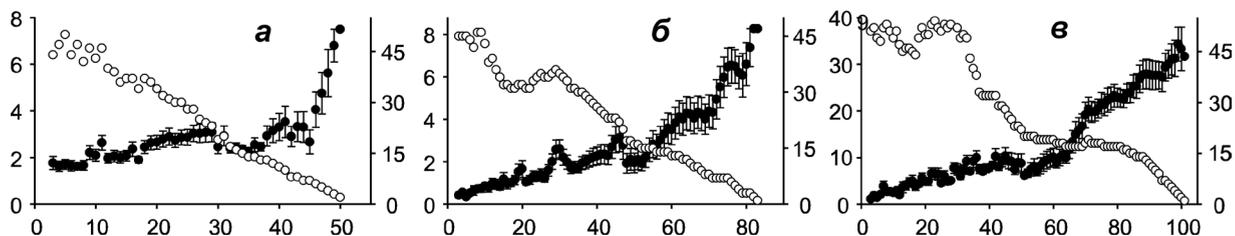


Рис. 5. Зависимость (●) среднего значения ($\pm SE$) B_0 (по оси ординат слева, тыс. т) для краба-стригуна Бэрда Юго-Западной Камчатки в 2013–2015 гг. (а–в соответственно) от числа наблюдений (последовательных дат, по оси абсцисс), включенных в расчет по формуле (1); (○) — число комбинаций, по которым усреднялось значение B_0 , выявленных для каждого числа наблюдений.

проводился. В итоге уловы снова возрастают, наклон регрессии (коэффициент улавливаемости q), построенный по результатам лова на обоих скоплениях, уменьшается, а B_0 , соответственно, увеличивается. Суммарная обследованная площадь при этом возрастает. В условиях работы нескольких судов эта схема может быть сложнее, но суть остается той же: чем длительнее промысел, тем большая площадь облавливается и тем большая доля запаса «вовлекается» в оценку. Максимальное число наблюдений, таким образом, должно соответствовать максимально обследованной площади, а оцениваемое значение B_0 — запасу во всем (или в значительной части) промысловом скоплении перед началом лова.

Вместе с тем слишком пологий наклон, обуславливающий высокие оценки B_0 при длительных наблюдениях, может быть связан не только с обследованием максимальной площади, но и с тем, что с правого или левого края ряда отброшено недостаточное число наблюдений. Точнее — достаточное для смены положительного наклона регрессии отрицательным, но недостаточное для минимизации искажений, обусловленных поиском скоплений, сроками их формирования, пополнением, миграциями (см. выше).

Следовательно, для адекватной оценки начального запаса в промысловом скоплении существует задача оптимизации числа наблюдений. При их малом числе оценка может быть занижена вследствие малого размера обследованной площади, при большом

числе она может быть завышена вследствие искажения угла наклона регрессии по причинам, не связанным со скоростью истощения запаса вследствие промысла.

В наиболее общем виде решение данной задачи заключается в выборе начального наблюдения, за которым начинается снижение уловов по мере роста кумулятивного вылова, в выборе диапазона рядов наблюдений для выполнения множества оценок, в оценке устойчивости расчетного значения на основе установления его доверительных границ.

Процедура расчета B_0 . Учитывая действие процессов, описанных выше (рис. 4, б, в), зависимость суточного улова от накопленного вылова вначале можно описать не прямой, а кривой линией, которая в наиболее общем виде содержит три участка, отражающих основные события на промысле. Первый участок (рис. 6, а, 1), описываемый восходящей ветвью кривой, отражает этап «вхождения» в промысел, когда уловы постепенно растут (рис. 4, б). После выхода судна на максимальную производительность начинается следующий этап (рис. 6, а–г, 2), когда уловы снижаются по причине истощения запаса, и именно этот период следует считать базовым для применения метода Лесли. Точку перегиба кривой на этапе 1–2 (рис. 6, а) можно принять как начальное наблюдение для построения регрессии. При отсутствии этапа 1 такой точкой является начало промысла (рис. 6, б–г).

В дальнейшем скопление может начать пополняться как за счет иммиграции

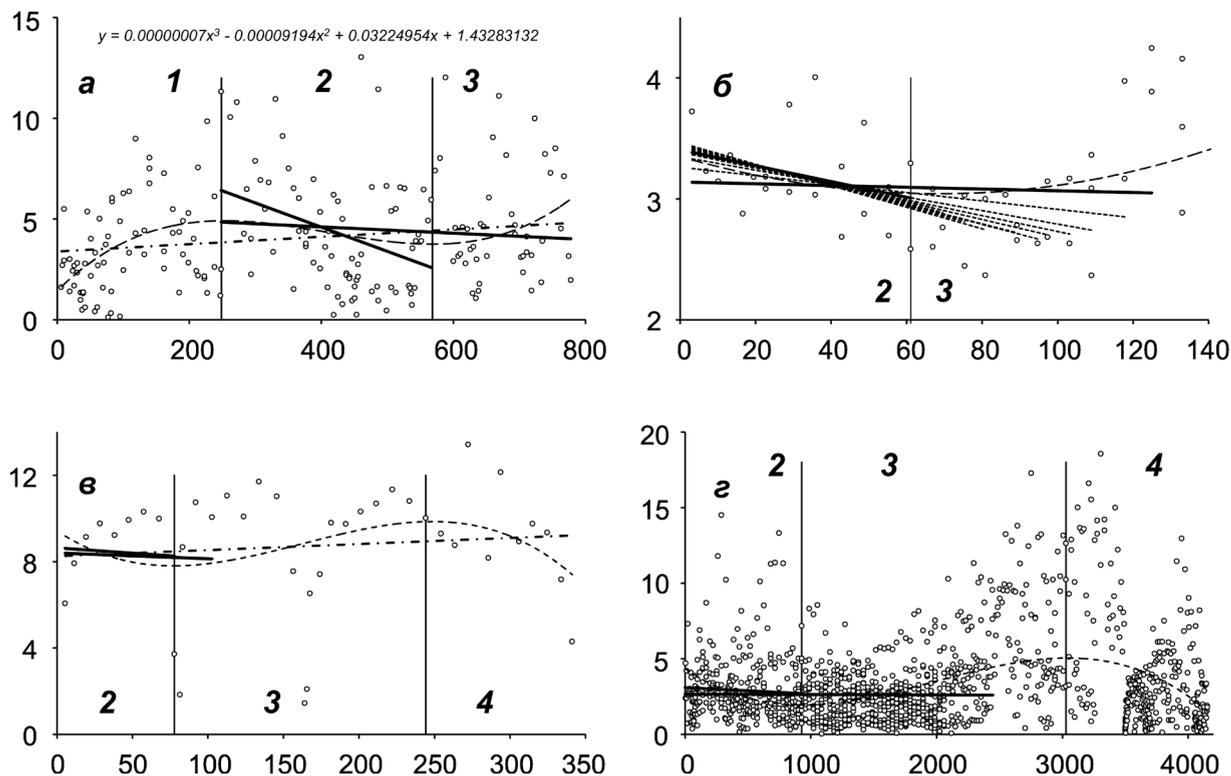


Рис. 6. Зависимость стандартизированных уловов (по оси ординат, т/судо-сут.) краба-стригуна Бэрда из разных районов от кумулятивного вылова (по оси абсцисс, т): а — Корякский берег, б — Олюторский залив, сомнительные варианты преобразованы; в — Кроноцкий залив, г — Юго-Западная Камчатка (2017 г.); 1—4 — этапы промысла (см. в тексте) и их границы (|), проведенные через точки перегиба полиномиального тренда (---); (— · —) — линия регрессии с положительным наклоном, построенная по всему ряду наблюдений (а, в); (—) — линии регрессии, построенные для минимального и максимального числа наблюдений; (— —) — регрессии, построенные для промежуточного числа наблюдений (б). Для Олюторского залива показана часть промысла по 06.07.2014, после этой даты направление полиномиального тренда оставалось неизменным до окончания промысла.

с соседних участков, так и за счет роста непромысловых особей. На этом этапе (рис. 6, а, 3) уловы могут увеличиваться, и применение метода становится затруднительным. В некоторых случаях наблюдается еще один этап (4), когда уже пополненный запас начинает истощаться вследствие промысла (рис. 6, в-г).

Точка перегиба на этапе 2—3 может рассматриваться как крайнее значение для формирования базового ряда наблюдений (для расчета коэффициентов q и B_0), начинающегося от точки перегиба на этапе 1—2 или от начала промысла (см. выше). Вместе с тем поскольку на этапе 3 рост уловов может

происходить за счет миграций крабов с прилежащих участков, то оценки, выполненные по регрессиям, построенным при добавлении к базовому ряду нескольких последующих значений кумулятивного вылова (рис. 6, б), также будут отражать величину начального запаса³.

Это означает, что для каждой даты (с соответствующим набором значений ку-

³ Очевидно, что, наряду с влиянием миграций, колебания значений B_0 будут обусловлены и случайными причинами, но определить вклад каждого из этих факторов в рамках предлагаемого метода не представляется возможным.

мулятивного вылова), добавленной к базовому ряду наблюдений, можно построить свою линию регрессии и в итоге будет выполнено несколько оценок B_0 , для которых можно посчитать усредненное значение вместе с доверительными интервалами. Максимальное число добавленных дат будет ограничено или крайним значением (рис. 6, а), или датой, при которой отрицательный наклон построенной регрессии будет наименьшим (рис. 6, б–г).

Описываемой кривой хорошо соответствовал полином 3-й степени (впоследствии его можно будет заменить другими, более адекватными, функциями), отличающийся простотой построения и легкостью вычисления значения кумулятивного вылова в точках перегиба (через дифференцирование). После вычисления этих значений находили соответствующие им даты. Совокупность наблюдений, расположенных между найденными датами, формировала базовый ряд наблюдений (при необходимом условии, что верхняя точка перегиба располагается левее нижней), для которого строили первую линию регрессии и, опираясь на формулу (1), вычисляли B_0 . Если верхняя точка перегиба располагалась в области отрицательных значений, то базовый ряд начинался с открытия промысла (рис. 6, б–г).

Далее к имеющемуся ряду добавляли ближайшую дату, относящуюся к этапу 3, и если наклон линии регрессии оставался отрицательным, то вычисление повторяли и затем добавляли следующую дату (рис. 6, б). Добавление дат прекращали, когда наклон линии регрессии становился положительным. Важнейшим элементом описанного алгоритма был постоянный мониторинг за сомнительными вариантами (см. раздел «Материал и методика»), которых среди подаваемых ССД может быть достаточно много (Буяновский, Алексеев, 2017).

Особенности оценки запаса в разных районах. У Корякского берега (рис. 6, а) базовый ряд наблюдений (между точками перегиба) соответствовал диапазону дат от 09.06 до 30.08. При дальнейшем добавлении дат отрицательный наклон ре-

грессии сохранялся вплоть до крайнего срока — 14.11. При анализе линий регрессии сомнительных вариантов отмечено не было. Было получено 42 оценки, значения B_0 варьировали от 782 до 4214 т. При их нормировании выявлено три сомнительные варианты. После их удаления максимальное значение уменьшилось до 3375 т и среднее значение ($\pm 90\% CL$) составило 1514 ± 176 т.

В Олюторском заливе (рис. 6, б) базовый ряд наблюдений (от начала промысла до нижней точки перегиба) соответствовал диапазону дат от 30.05 по 12.06. В базовом ряду при построении регрессии были выявлены три сомнительные варианты (см. рис. 2). При дальнейшем добавлении дат были выявлены еще три сомнительные варианты. Положительный наклон регрессии впервые отмечен для диапазона дат от 30.05 по 07.07. Было получено 13 оценок, значения B_0 варьировали от 390 до 4179 т. При их нормировании выявлено две сомнительные варианты. После их удаления максимальное значение уменьшилось до 604 т, и среднее значение ($\pm 90\% CL$) составило 461 ± 31 т.

В Кроноцком заливе (рис. 6, в) выбранный год был единственным (с 2013), когда велся промысел. Базовый ряд наблюдений (от начала промысла до нижней точки перегиба) соответствовал диапазону дат от 08.07 по 14.07. Положительный наклон регрессии впервые отмечен для диапазона дат от 08.07 до 29.07. При построении регрессий сомнительных вариантов выявлено не было. Было получено пять оценок, значения B_0 варьировали от 233 до 3168 т. При их нормировании сомнительных вариантов выявлено не было, и среднее значение ($\pm 90\% CL$) составило 1232 ± 913 т.

У Юго-Западной Камчатки (рис. 6, г) базовый ряд наблюдений (от начала промысла до нижней точки перегиба) соответствовал диапазону дат от 04.01 до 05.03. Положительный наклон регрессии впервые отмечен для диапазона дат от 04.01 до 03.05. При построении регрессий сомнительных вариантов выявлено не было. Было получено 57 оценок, значения B_0 варьировали от 3,90 до

805,75 тыс. т. При их нормировании выявлено 10 сомнительных вариантов. После их удаления максимальное значение уменьшилось до 10,73 тыс. т, и среднее значение ($\pm 90\% CL$) составило 5709 ± 411 т.

Приведенные данные показывают, что независимо от числа и длительности наблюдений полиномиальная кривая (несмотря на варьирование формы) позволяет не только объективно выбирать для применения метода Лесли начальные точки и длину ряда наблюдений, но и рассчитывать доверительные границы средних значений запаса в промысловых скоплениях.

ОБСУЖДЕНИЕ

Чтобы оценить реальность полученных значений B_0 , их можно сравнить с суммарным выловом и оценками по данным учетных съемок. Все оцененные запасы превышали вылов, зарегистрированный в том же году. Доля вылова от первоначального запаса варьировала от 37 до 73% (табл. 1).

Из-за «пятнистости» распределения плотность (в данной работе — удельная биомасса) крабов в промысловых скоплениях должна быть выше, чем в среднем по аква-

тории, облавливаемой во время учетных съемок (Буяновский, 2004). Для большинства районов это правило соблюдалось, и только в Карагинской подзоне соотношение удельных биомасс было примерно одинаковым (табл. 1). Возможно, в 2014 г. фактический вылов здесь был выше официального, и часть улова, добытого в восточной части Олюторского залива, выдавалась за улов из соседней Западно-Беринговоморской зоны в районе м. Олюторский (Буяновский, Алексеев, 2017). Вследствие такой «перевозки» средние значения показываемых уловов могли быть ниже фактических, соответственно, начальный запас мог оказаться недооцененным.

Сравнение оценок, полученных для группировки Корякского берега разными методами (табл. 2), показало, что при использовании нестандартизированных уловов оценка запаса была ниже. В Кроноцком заливе она также была ниже, чем при использовании стандартизированных уловов: 0,43 и 1,23 и тыс. т соответственно. При этих значениях отношение вылов/запас у Корякского берега составит 72%, а в Кроноцком заливе — 69%. Если допустить такой уровень промыслового изъятия, то вероятность уничтожения промысловых скоплений в сле-

Таблица 1. Вылов и оценки запаса краба-стригуна Бэрда по данным промысловой статистики и учетных съемок в одни и те же годы

Зона/подзона	Метод Лесли			Учетные съемки				Вылов, тыс. т	Вылов / B_0 , %
	$B_0 \pm CL$	S_0	b_0	$B_{УС}$	$S_{УС}$	$b_{УС}$	ОУ		
Западно-Беринговоморская	$1,51 \pm 0,18$	4,1	0,4	2,05	30,3 ²	0,1	Т	0,57 ¹	37
Карагинская	$0,46 \pm 0,03$	0,7	0,7	3,29	3,9	0,8	Л	0,22	47
Петропавловско-Командорская	$1,23 \pm 0,91$	0,7	1,8	1,17 ³	1,6	0,7	Л	0,30	24
Камчатско-Курильская	$5,71 \pm 0,41$	3,5	1,6	11,57	31,1	0,4	Т	4,16	73

Примечание. $B_0, B_{УС}$ — запас, тыс. т; $S_0, S_{УС}$ — обследованная площадь, тыс. км²; $b_0, b_{УС}$ — удельная биомасса, т/км²; ОУ — орудия учета: трал (Т), ловушки (Л); ¹в границах выделенного скопления, остальные — по подзоне в целом; ²не считая прибрежную 12-мильную зону; ³площадь полигона для многолетних наблюдений.

Таблица 2. Оценки запаса краба-стригуна Бэрди разными методами у Корякского берега в 2014 г.

Метод	Запас, т	SE
Полиномиальный по стандартизированным уловам	1514	176
Полиномиальный по нестандартизированным уловам	697	65
Стандартизированные уловы, усредненные подекадно	13792	93687
Обобщенная модель Лесли с фильтром Калмана	11806	227

Примечание. SE – стандартная ошибка.

дующем году будет очень высока. Например, в 2017 г. у Юго-Западной Камчатки было изъято 73% начального запаса (табл. 1), а в 2018 г. из-за резкого падения промысловых уловов было принято решение о закрытии промысла. У Корякского же берега, где оценка была выполнена в 2014 г., вылов в 2015–2017 гг. оставался сравнительно стабильным, что указывает на более низкую долю изъятия и, соответственно, на занижение оценок при использовании нестандартизированных данных. То же относится и к Кроноцкому заливу, где по результатам учетной съемки 2017 г. прогноз допустимого вылова (ОДУ) на 2018 г. был увеличен с 300 до 433 т.

Оценки, выполненные методом подекадного усреднения (Баканев, 2015) и с помощью модели ОМЛ ФК (Михеев и др., 2012), дали близкие результаты в 12–14 тыс. т. Они, как будто, подтверждают сделанный ранее вывод, что по данным учетных (в данном примере – траловых) съемок запас может быть недооценен (Михеев и др., 2007). Если это действительно так, то вылов составляет всего 4–5% запаса и его можно поднять до «традиционных» 10–15%, т.е. до 1,2–1,8 тыс. т, которые составят 100% от величины запаса, оцениваемой полиномиальным алгоритмом (табл. 1). Для запаса Юго-Западной Камчатки (оцененного по такому же алгоритму) фатальным оказалось изъятие в 73%. Учитывая сказанное, при использовании методов, описанных выше (подекадного усреднения, ОМЛ ФК), традиционные коэффициенты эксплуатации должны составлять 4–5%.

Если эти значения недопустимо низкие, то следует признать, что указанные методы дают завышенную оценку запаса.

Запас, оцениваемый по модели истощения, сосредоточен у Корякского берега на площади 2–3 тыс. км², то есть значительно меньшей по сравнению с площадью, охватываемой траловыми съемками. Следовательно, по отношению ко всему промысловому запасу он занижен, но вместе с тем именно этот запас следует рассматривать как доступный, поскольку в других районах акватории плотность промысловых самцов слишком мала для организации рентабельного промысла. Следует также иметь в виду, что и в пределах скопления реальный запас крабов-стригунов выше доступного вследствие отбраковки значительной части самцов промыслового размера (Иванов, 2010). Предварительные данные показывают, что освоение доступного запаса характеризуется значительно более высокой долей изъятия, чем традиционно устанавливаемый ОДУ (10–15% от промыслового запаса). Очевидно, что при прогнозировании ОДУ не должен быть выше текущей величины доступного запаса.

В связи с применением метода Лесли возникает ряд проблем по сравнению полученных данных. Во-первых, ежегодно площадь, на которой ведется промысел, может быть разной, и при оценке запаса данное обстоятельство следует учитывать. Во-вторых, оценочная величина может зависеть от числа наблюдений (рис. 5) и набора судов, ведущих промысел. Если, например, в один год работают высокопроизводительные суда, а в другой – низкопроизводительные, то реальная

разница в запасе может быть искажена фактором судна, даже несмотря на стандартизацию в пределах каждого года. Решению этих проблем предполагается посвятить одну из ближайших публикаций.

Итак, на основании полученных данных можно изложить алгоритм оценки запаса с помощью модели истощения Лесли.

1. Среди набора годовых массивов по промысловой статистике экспертно выбирается наиболее репрезентативный. При выборе следует учитывать длительность промысла, величину усилия и набор судов.

2. Выполняется пространственная стандартизация анализируемой информации: из массива выбираются данные, относящиеся к району, где промысел проводится ежегодно. Если промысел ведется в нескольких районах, то оценка должна быть выполнена по каждому району отдельно. Методика выделения на районы может быть различной (Буяновский, Алексеев, 2017; Буяновский, 2018), и единственным условием выбора должно быть обоснование, делающее его понятным и воспроизводимым.

3. Выполняется стандартизация уловов по фактору судна. Коэффициенты влияния фактора судна рассчитывают с помощью обобщенной линейной модели, а затем, опираясь на формулы (2)–(7), рассчитывают поправки, с помощью которых в массиве преобразуют эмпирические значения по формуле (8).

4. На основе преобразованных данных рассчитывается кумулятивный вылов. Для этого строится массив, содержащий три столбца: дату, кумулятивный вылов к текущей дате и суточный вылов. Массив должен быть отсортирован по датам, внутри даты каждому значению улова должен соответствовать один и тот же кумулятивный вылов.

5. Строится точечная гистограмма зависимости улова от кумулятивного вылова (рис. 6). Строится линия тренда, описываемая полиномом третьей степени.

6. Для каждого значения кумулятивного вылова с помощью коэффициентов полинома рассчитываются значения (суточных) уловов. Вычисляются остатки — разности

между (преобразованными) эмпирическими и расчетными значениями уловов. Остатки сортируются по возрастанию. Крайние значения проверяются на наличие сомнительных вариантов, которые в случае выявления приравниваются к расчетным значениям для того же аргумента. Затем коэффициенты полинома пересчитываются, и процедура повторяется до тех пор, пока не будут удалены все сомнительные варианты.

7. Вычисляются аргументы для точек перегиба полинома. Выбираются даты, к которым кумулятивный вылов ближе всего находится к значению в точке перегиба.

8. Выбирается базовый ряд наблюдений, включающий все наблюдения между верхней и нижней точками перегиба (рис. 6). Если верхняя точка находится в области отрицательных значений аргумента или правее нижней точки, то началом базового ряда следует считать наблюдение, соответствующее началу промысла (рис. 6, б–г). Для массива наблюдений, относящихся к базовому ряду, строят линейную регрессию и рассчитывают ее коэффициенты. После расчета массив проверяют на наличие сомнительных вариантов (см. п. 6).

9. После удаления сомнительных вариантов (если они были обнаружены) с помощью расчетных коэффициентов по формуле (1) вычисляют запас B_0 . Если наклон линии регрессии будет положительным, то к массиву добавляют еще одну дату (п. 10); если при добавлении нескольких дат не удастся добиться отрицательного наклона, то выбирают или другой базовый ряд, начинающийся от верхней точки перегиба (рис. 6, в–г), или признают невозможность выполнения оценки для данного массива.

10. После расчета первого значения B_0 к выбранному массиву справа добавляется одна дата, включающая все уловы, которые были выполнены разными судами (рис. 6, б). Для нового массива строится регрессия и рассчитывается новое значение B_0 с обязательной проверкой на наличие сомнительных вариантов (п. 6). Процедура добавления дат повторяется до тех пор, пока наклон линии регрессии не

станет положительным. (Последующие оценки, не вошедшие в данную публикацию, показали, что иногда базовый ряд дает единственное значение, а при добавлении новой даты наклон линии регрессии становится положительным. В этом (и только в этом) случае для расчета доверительных границ рекомендуется последовательное отнятие от базового ряда нескольких крайних дат, общим числом не более (но желательно и не менее) 10.

11. Серию полученных значений B_0 проверяют на наличие сомнительных вариантов, нормируя крайние значения. Все выявленные сомнительные варианты отбрасываются. Для оставшегося массива рассчитывается среднее значение и доверительный интервал.

Позволяя оценить запас только промысловой части популяции, модель истощения Лесли ни в коей мере не может заменить собой данные учетных съемок, дающие возможность (на основе размерно-возрастного, размерно-полового состава, соотношения стадий линьки) прогнозировать состояние запаса в перспективе. Вместе с тем в сочетании с данными учетных съемок оценки по модели Лесли могут существенно повысить качество прогноза.

БЛАГОДАРНОСТИ

Выражаю искреннюю признательность своему коллеге, к.б. н. Л.К. Сидорову, предоставившему первичные данные из ОСМ. Благодарю также своего анонимного рецензента за ценные критические замечания, которые позволили существенно доработать ряд методических упущений и сделать работу более завершенной.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Бабаян В.К., Булгакова Т.И., Васильев Д.А. и др. Оценка запасов и ОДУ минтая восточной части Охотского моря с использованием данных ИС «Рыболовство» // Тр. ВНИРО. 2014. Т. 151. С. 3–17.

Баканев С.В. Моделирование популяционной динамики камчатского краба на

основе байесовского подхода // Принципы экологии. 2012. Т. 1. № 3. С. 4–23.

Баканев С.В. Оценка запаса камчатского краба в Баренцевом море с использованием моделей истощения // Вопр. рыболовства. 2015. Т. 16, № 4. С. 465–476.

Банержи А. Медицинская статистика понятным языком: вводный курс. М.: Практ. медицина, 2007. 287 с.

Бизиков В.А., Буяновский А.И., Гончаров С.М. и др. Базы данных и информационные системы в управлении водными биологическими ресурсами // Матер. I науч. школы молодых ученых и специалистов по рыбному хозяйству и экологии. М.: Изд-во ВНИРО, 2013. С. 108–133.

Буяновский А.И. Пространственно-временная изменчивость размерного состава в популяциях двусторчатых моллюсков, морских ежей и десятиногих ракообразных. М.: Изд-во ВНИРО, 2004. 306 с.

Буяновский А.И. Прогноз потенциального вылова прибрежных беспозвоночных при затруднении с оценкой запаса (методические рекомендации). М.: Изд-во ВНИРО, 2012. 222 с.

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., Алексеев Д.О. Промысловая статистика как индикатор состояния запаса промысловых беспозвоночных // Там же. 2017. Т. 18. № 3. С. 368–382.

Иванов Б.Г. Промысловая гидробиология России: наследие, проблемы, перспективы. Ч. 1 // Рыб. хоз-во. 1994. № 5. С. 43–47.

Иванов П.Ю. Краб-стригун Бэрда (*Chionoecetes bairdi* Rathbun) Олюторского залива Берингова моря: современное состояние популяции // Исследование вод. биол. ресурсов Камчатки и северо-запад. части Тихого океана. 2010. Вып. 18. С. 5–17.

Ильин О.И., Иванов П.Ю. Об одном модельном подходе к оценке состоя-

- ния запасов камчатского краба *Paralithodes camtschaticus* западнокамчатского шельфа // Изв. ТИНРО. 2015. Т. 182. С. 38–47.
- Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высш. шк., 1990. 352 с.
- Михеев А.А., Букин С.Д., Первеева Е.Р. и др. К проблеме учета промысловых беспозвоночных в популяциях с низким уровнем численности // Тр. ВНИРО. 2007. Т. 147. С. 27–38.
- Михеев А.А., Букин С.Д., Первеева Е.Р. и др. Оценка запасов беспозвоночных в Сахалино-Курильском районе на основе анализа временных рядов уловов с применением фильтра Калмана // Изв. ТИНРО. 2012. Т. 168. С. 99–120.
- Черниченко И.А. Моделирование динамики запаса колючего краба *Paralithodes brevipes* южных Курильских островов конеч- но-разностной моделью с запаздыванием // Там же. 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. // Исследование вод. биол. ресурсов Камчатки и северо-запад. части Тихого океана. 2014. Вып. 35. С. 56–62.
- Gavaris S. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1980. V. 37. P. 2272–2275.
- Krebs C.J. Ecological methodology. N.Y.: Addison-Wesley Educ. Publ., 1999. 620 p.
- Leslie P.H., Davis D.H.S. An attempt to determine the absolute number of rats on a given area // J. Animal Ecol. 1939. V. 8. P. 94–113.

ON APPLICATION OF THE DEPLETION MODELS FOR THE COMMERCIAL CRABS STOCKS ASSESSMENT

© 2019 y. A. I. Buyanovsky

Russian Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography, Moscow, 107140

The daily commercial catches in the four tanner crab (*Chionoecetes bairdi*) populations were used for initial stock assessment by the Leslie's method. It was shown that estimated stock indexes depended on the observations number. To overcome this uncertainty the new algorithm is suggested. It includes data standardization with account of the "ship factor", use of polynomial of the 3d degree for objective choose of the basic observations number with consequent calculation of regression coefficients, removing of doubtful variants at all stages of the calculations. The results of the estimations are compared with the data received both by surveys and by previously published algorithms. The concept of an available commercial stock is discussed.

Keywords: Chionoecetes bairdi, Sea of Ohotsk, Leslie model, stock assessment.