



Промысловые виды и их биология

Определение площади промысловых скоплений крабов по данным промысловой статистики

А.И. Буяновский

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ФГБНУ «ВНИРО»), Окружной проезд, 19, Москва, 105187
E-mail: albuy@mail.ru

Цель работы состояла в разработке алгоритма аналитической оценки площади, занимаемой промысловыми скоплениями крабов.

Материалом послужили судовые суточные донесения (ССД) с промысла шельфовых и глубоководных крабов в 2013–2021 гг.

В результате разработан оригинальный алгоритм, позволяющий вычислять обследованную площадь (промысловых скоплений крабов) как сумму учётных квадратов. Для каждой единицы запаса учётный квадрат характеризуется определённым размером стороны и минимальным числом ССД, позволяющих считать его обследованным. По данным о годовом приросте обследованной площади разработана методика оценки прироста реальной площади, где, во-первых, учитывается ежегодная неравномерность промыслового усилия и, во-вторых, учитываются выбросы, обусловленные малым объёмом выборки. Для разных единиц запаса минимальное число ССД, позволяющее считать площадь учётного квадрата обследованной, варьировало от 5 до 11 при модальном значении 7, сторона квадрата — преимущественно от 0,09 до 0,18° с. ш., относительный годовой прирост реальной площади — от 0,82 до 1,23 при модальном значении 1.

Заключение: Предложен ещё один индикатор, по которому можно судить о динамике промыслового запаса.

Ключевые слова: Краб, промысловая статистика, промысловое скопление, площадь, PBS-mapping, выбросы, учётный квадрат.

Determination of the commercial crab aggregations area on the data of fisheries statistics

Alexey I. Buyanovsky

Russian Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography («VNIRO»), 19, Okrzhnoy proezd, Moscow, 105187, Russia

The aim was to work out an algorithm for the analytical estimation of the commercial crabs aggregations area.

Materials were ship daily reports (SDR) from the fisheries of shelf and deep-sea crabs in 2013–2021.

As results, an original algorithm which allows calculating the surveyed area (of the crab commercial aggregations) as the sum of account squares is suggested. For each stock, the account square is characterized both by a certain side size and the minimum number of SDR, which allow us to consider it to be explored. Based on the data on the annual increase of the surveyed area, methodology for estimating the annual increase of the real area has been suggested. It takes into account both the annual variations of the fishing effort and outliers which may occur due to small number of samples. For different stocks, the minimum number of SDR, which allow to consider an account square to be explored, varied from 5 to 11 with a modal value of 7, the side size of the square varied presumably from 0.09 to 0.18° N, the relative annual increase of the real area varied from 0,82 to 1,23 with a modal value of 1.

Conclusion: New indicator for the commercial stock dynamics estimation is suggested.

Keywords: Crab, fisheries statistics. commercial crab aggregations, area, PBS-mapping, outliers, account square.

Крабы, так же, как и большинство других донных видов, распределены агрегированно [Бигон и др., 1989]. Есть участки с высокой плотностью промысловых самцов — промысловые скопления, и есть значительно более обширные участки с разреженной или фоновой плотностью [Левин, 1994].

Величина площади, занимаемой промысловыми скоплениями, наряду с плотностью, даже без знания её абсолютных значений, может быть использована для оценки годового прироста запаса [Буяновский,

2019 б]. Площадь скоплений можно оценивать или аналитически, например, как относительную величину [Смуров, Полищук, 1989] или — методом прямого учёта, используя различные ГИС. В первом варианте скоплением считается часть (населяемой популяцией или её частью) площади, где плотность выше средней. Наряду с относительной (а при знании площади всей населяемой акватории — и абсолютной) площадью, метод позволяет вычислить среднюю плотность в скоплении. Он очень удобен для описания распределе-

ния по данным разовой съёмки [Буяновский, 2004], но плохо применим для сравнения многолетних данных, поскольку средняя плотность ежегодно меняется.

Второй метод основан на применении сглаживающей функции, которая, по данным сетки учётных станций (выполненных в любом режиме лова – учётном, мониторинговом или промысловом), позволяет автоматически оконтурить участки с повышенной плотностью и вычислить их площадь. В морских филиалах ФГБНУ «ВНИРО» для этого обычно применяется сплайн-аппроксимация, встроенная в ГИС «Карт-мастер» [Бизилов и др., 2013]. Здесь также возникает ряд затруднений: насколько репрезентативна выборка (число станций), по которой оконтуривается скопление, какова должна быть граничная плотность скопления, каковы должны быть параметры у сглаживающей функции. При использовании промысловой статистики, когда лов ведётся, в основном, на промысловом скоплении, задача упрощается – достаточно нанести координаты точек лова на карту, оконтурить их и рассчитать (в программной оболочке ГИС «Карт-мастер») площадь контура.

Но и при этом варианте возникают трудности, связанные с объективностью выбора: какие станции следует считать расположенными внутри скопления, а какие – за его границами, какие станции отбросить как ошибочные [Буяновский, Алексеев, 2017], как добиться воспроизводимости при оконтуривании скоплений. Кроме того, поскольку в разные годы промысел проходит с разной интенсивностью, возникает вопрос, как следует оценивать площадь, чтобы интенсивность промысла не оказывала влияния на оцениваемую величину. Учитывая вышесказанное, цель работы можно сформулировать как разработку алгоритма, позволяющего объективно оценивать реальную площадь, занимаемую промысловыми скоплениями крабов.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Материал. Исследовали все единицы запаса шельфовых и глубоководных крабидов и крабов, эксплуатируемые в режиме коммерческого (промышленного, прибрежного, в инвестиционных целях и т. д.) лова. Не изучали колючего краба *Paralithodes brevipes* (Milne Edwards & Lucas, 1841), четырёхугольного волосатого краба *Erimacrus isenbeckii* (Brandt, 1848) и краба-стригуна ангулятуса (*Chionoecetes angulatus* Rathbun, 1924) в Беринговом море. Кроме того, в связи с компактным расположением скоплений не оценивали площадь для единиц запаса: краба-стригуна Бэрда (*Ch. bairdi* Rathbun, 1924) в зоне Западно-Беринговоморская и подзоне Карагинская, краба-

стригуна опилио *Ch. opilio* (Fabricius, 1788) в Корякском районе (западнее 176° в. д.) зоны Западно-Беринговоморская и подзоне Карагинская, синего краба *P. platypus* (Brandt, 1850) в северо-западной части Охотского моря, на банке Ионы и подзоне Восточно-Сахалинская [Буяновский, 2020 а, б], равношипного краба (*Lithodes aequispinus* Benedict, 1895) Курильских островов.

Материалом послужили суточные судовые донесения (ССД), подающиеся судами с промысла и хранящиеся в отраслевой системе мониторинга (ОСМ). Извлечение ССД из ОСМ выполняли с помощью специальной компьютерной программы [Vasilets, 2015]. Были отобраны ССД за 2013–2021 гг., относящиеся к одному из режимов коммерческого лова, выполнявшемуся крабовыми ловушками; соответственно ССД, где указывались иные орудия лова (тралы, снюрреводы), для дальнейшего анализа не использовали. Из извлечённых данных, для каждой рыболовной зоны или подзоны (далее – региона), формировали массив первичной информации (далее – полный массив), содержащий в каждой строке одного листа MS-Excel пронумерованные сведения о названии судна, дате подачи ССД, координатах, суточном вылове одного судна (т/судо-сут., далее – улов). После анализа распределения точек подачи ССД (далее – промысловых станций)¹ на картах в некоторых регионах было выделено несколько районов [Буяновский, 2020 а, б], информация о которых, наряду со сведениями о годе, была добавлена к каждой строке полного массива в текстовом формате.

Методики, разработка которых явилась целью работы, будут изложены ниже.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Формирование исходного массива. Перед началом расчётов данные, содержащиеся в полном массиве, подвергали предварительной фильтрации – суммировали уловы одного судна, подавшего несколько ССД в одну дату из одних и тех же координат. Так же, после нанесения промысловых станций на карту, те из них, что располагались далеко от районов промысла, были удалены.

Для дальнейших вычислений в программном пакете (для среды R) PBS-mapping [Shnute et al., 2015] координаты промысловых станций, извлечённые из ОСМ в виде градусов и минут, преобразовывали в десятичные значения градусов; если часть координат от-

¹ В реальности точка подачи ССД часто не совпадает с точкой какого-либо реального поднятия улова [Буяновский, Алексеев, 2017], но при ведении промысла она, как правило, достаточно корректно отражает положение судна в районе промысла.

носились к западному полушарию, то их представляли как разность между 360° и абсолютным значением координат западной долготы.

Формирование массива для расчёта параметров учётного квадрата. Один из методов решения проблем, указанных в начале работы, может заключаться в представлении площади как суммы обследованных одинаковых прямоугольников (далее – учётных квадратов). Для этого надо знать два параметра: оптимальный размер прямоугольника и минимально допустимое число ССД, подаваемых в пределах прямоугольника, которое позволяет считать его обследованным.

Приступая к исследованиям в данном направлении [Буяновский, 2019 б, 2020 а, б] считали, что учётный квадрат обследован, если в его пределах находятся не менее 10 промысловых станций. Впоследствии, с внедрением в расчёты программного пакета PBS-mapping [Schnute et al., 2015], появилась возможность разработать алгоритм, позволяющий для учётных квадратов в разных регионах выбирать разное число станций.

Чтобы считать учётный квадрат обследованным, вначале следует сформулировать критерий, позволяющий сделать такой вывод. Если в одном квадрате выполнена одна промысловая станция, то его нельзя считать обследованным, так как изменчивость улова оценить невозможно. Если выполнены 2 станции, а уловы не различаются, то их значение может отражать реальное состояние запаса в учётном квадрате, и если по мере увеличения числа станций уровень различий не изменится, то можно считать, что двух станций достаточно, чтобы данный квадрат считался обследованным. Если эта закономерность повторится для всех остальных квадратов, то можно утверждать, что 2-х промысловых станций достаточно, чтобы любой квадрат считался обследованным. Если же окажется, что, например, при выполнении 3-х промысловых станций ни в одном из учётных квадратов уровень изменчивости не увеличился, а в некоторых квадратах он уменьшился, то уже не 2, а 3 промысловые станции следует считать достаточными для утверждения, что квадрат обследован.

Поскольку параметром, позволяющим оценивать изменчивость уловов, является дисперсия, то критерием, позволяющим считать учётный квадрат обследованным, является число станций, при котором дисперсия, усреднённая по отдельным квадратам, будет минимальной.

В условиях реального промысла изменчивость уловов в значительной степени зависит от фактора судна [Bentley et al., 2012], и для минимизации его

влияния перед началом вычислений реальные уловы заменяли их стандартизированными аналогами, вычисленными (для одного района и года) с помощью обобщённых линейных моделей и «очищенными от выбросов» [Буяновский, 2019 а]. Для повышения репрезентативности выборки лучше брать данные за несколько лет, но поскольку в разные годы уловы могут заметно различаться, то для нейтрализации влияния фактора года дисперсии (стандартизированных) уловов заменяли безразмерным коэффициентом вариации, который также отражает их изменчивость внутри каждого учётного квадрата.²

Ещё одним фактором, который может повлиять на величину дисперсии или значение коэффициента вариации, является размер стороны учётного квадрата. Чтобы уменьшить влияние данного фактора, можно заранее задать несколько размеров, которые включают в себя весь потенциальный диапазон искомых значений. С этой целью для всех единиц запаса был выбран стандартный набор размеров стороны – 0,05, 0,1, 0,15, 0,2, 0,25, 0,3, 0,4, 0,5, 0,75 и 1 градус по широте, которым соответствовало вдвое большее значение по долготе. Такое соотношение широты и долготы было выбрано в связи с тем, что в районе исследований стороны образующегося прямоугольника приблизительно равны.

Далее из полного массива выбирали данные, относящиеся к одному году и содержащие 5 колонок: порядковый номер, долготу, широту, (стандартизированный) улов, число станций (всегда равное 1). Их сохраняли в виде отдельного файла, который импортировали в программный пакет (для среды R) PBS-mapping (табл. 1). После этого задавали минимальный размер стороны учётного квадрата по широте и долготе (0,05×0,10 по широте и долготе, соответственно). Далее запускали процедуру расчёта, и на выходе получали: число квадратов, содержащих не менее 1 промысловой станции (отфильтрованных ССД), число станций в каждом из таких квадратов, средний улов в каждом квадрате и его стандартное отклонение. На основе этих данных получали массив, где каждому квадрату, содержащему 2 и более станций, соответствовало их число и коэффициент вариации улова. Повторив указанную процедуру для всех лет и всех заданных размеров квадрата (см. выше) получали итоговый массив, состоящий из двух колонок – числа

² Безусловно, можно было бы обойтись без коэффициента вариации, стандартизируя уловы с поправкой на фактор года, но для этого требуется разработка нового алгоритма, в то время как алгоритм, описанный выше, реализуется в рамках решения задачи по расчёту скорректированной оценки промыслового запаса [Буяновский, 2019 б].

Таблица 1. Код для установления числа промысловых станций в учётном квадрате

Table 1. Codes for set the number of fisheries sites in the account square

№ строки	Код	Комментарии к строкам*
1	library(PBSmapping)	
2	setwd(«D:/LESHA/R-GLM/BLU-WB»)	Спецификация директории, где находится вводимый файл
3	data(worldLL); # load the nepacLL data set	
4	plotMap(worldLL, # plot the nepacLL data set	
5	xlim=c(170, 179.999), # limit the region horizontally	Крайние координаты по долготе
6	ylim=c(58, 64), # limit the region vertically	Крайние координаты по широте
7	plt=c(0.16, 0.97, 0.16, 0.97), # specify the plot region size	
8	col=rgb(255, 255, 195, # set the foreground colour	
9	maxColorValue=255),	
10	bg=rgb(224, 253, 254, # set the background colour	
11	maxColorValue=255),	
12	tck=c(-0.03), # set the tick mark length	
13	cex = 1.8, # adjust the font size	
14	mgp=c(1.9, 0.7, 0)); # adjust the axis label locations	
15	xl <- c(170, 179.999); yl <- c(58, 64)	Координаты для подписей в рамке
16	grid <- makeGrid(x=seq(xl[1], xl[2],0.42), y=seq(yl[1], yl[2],0.21),	Изменяемые стороны квадрата по долготе и широте соответственно
17	byrow = FALSE, projection=»LL«)	
18	frame <- makeGrid(x=seq(xl[1], xl[2], xl[2]-xl[1]),	
19	y=seq(yl[1], yl[2], yl[2]-yl[1]),	
20	byrow = FALSE, projection=»LL«)	
21	addPolys(grid, border=»gray«)	
22	DATARED <- read.csv(«2020-B-WB-B.csv», sep	Выделен вводимый файл
23	DATARED <-DATARED[DATARED\$SSD>0,]	Выделен (произвольный) заголовок 5-й колонки вводимого файла
24	locData<- findPolys(DATARED, grid)	
25	DATARED\$Z <- DATARED\$SSD	См. комментариев к строке 21
26	pdata<-combineEvents(DATARED, locData, FUN=sum, Bdry=F)	
27	range(pdata\$Z)	
28	brks <- c(0,8,300); lbrks <- length(brks)	
29	cols <- c(«Aquamarine3»,»Aquamarine4«)	
30	pdata <- makeProps(pdata, brks, «col», cols)	
31	addPolys(grid, polyProps=pdata)	
32	# addPoints(DATARED)	При необходимости вывода схемы станций знак «#» убирается
33	write.csv(pdata, file=»summary.txt«)	Выделен файл, содержащий сведения о числе ССД в квадрате
34	DATARED1 <- read.csv(«2013-B-WB.csv», sep = «;»)	См. комментариев к строке 21
35	DATARED1 <-DATARED1[DATARED1\$CRAB>0,]	Выделен (произвольный) заголовок 4-й колонки вводимого файла
36	locData<- findPolys(DATARED1, grid)	
37	DATARED1\$Z <- DATARED1\$CRAB	См. комментариев к строке 34
38	pdata2<-combineEvents(DATARED1, locData, FUN=mean)	
39	range(pdata\$Z)	
40	write.csv(pdata2, file=»summary1.txt«)	Выделен файл, со сведениями о среднем улове в учетном квадрате

№ строки	Код	Комментарии к строкам*
40	pdata1<-combineEvents(DATARED1, locData, FUN=sd)	Выделен файл, со сведениями о стандартном отклонении среднего улова в учетном квадрате
41	range(pdata1\$Z)	
42	write.csv(pdata1, file="summary2	

Примечание: * – для более детального ознакомления с кодами см. Shnutte et al., 2015.

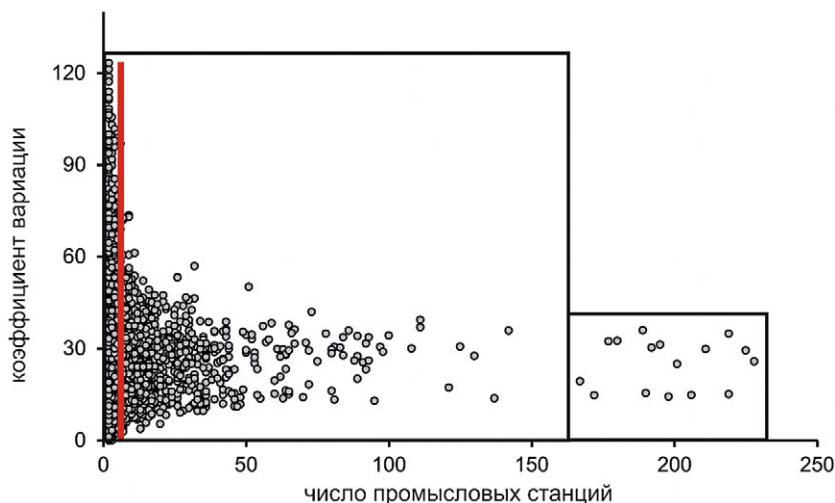


Рис. 1. Зависимость значений коэффициента вариации стандартизированного промыслового улова в учётном квадрате от числа промысловых станций в этом же квадрате для камчатского краба (*P. camtschaticus* (Tilesius, 1815)) Баренцева моря по данным 2013–2020 гг. Прямоугольники показывают совокупности значений коэффициента вариации, для которых сравнивают дисперсии; пороговое число станций (в данном примере) равно 167. Вертикальная линия показывает число станций, достаточное, чтобы считать учётный квадрат обследованным (см. ниже)

Fig. 1. Dependence of the values of the coefficient of variation of the standardized commercial catches for account square on the number of fisheries sites in the same square for the red king crab in the Barents Sea according to 2013–2020 data. The boxes show the groups of values of the coefficient of variation for which the variances are compared; the threshold number of the fisheries sites (for that example) is 167. The vertical line shows the number of sufficient fisheries sites to consider the account square to be explored (see below)

промысловых станций в квадрате и соответствующего ему коэффициента вариации.

Вычисление оптимального числа промысловых станций в учётном квадрате. При построении зависимости величины коэффициента вариации от числа промысловых станций в учётном квадрате (рис. 1) выяснилось, что при большом числе станций значения коэффициента вариации колеблются в узком диапазоне и практически не зависят от объёма выборки (значения независимой переменной – числа станций в учётном квадрате). При малом числе станций диапазон изменчивости коэффициента вариации более широкий и уменьшается по мере роста объёма выборки. Таким образом, возникает задача найти минимальный объём выборки, больше которого изменчивость значений коэффициента вариации будет постоянной.

Найденное значение и будет тем достаточным числом станций, при котором учётный квадрат можно будет считать обследованным (см. выше).

Для решения задачи было проведено сравнение всех пар дисперсий для совокупностей значений коэффициента вариации, проекции которых, располагались слева или справа от каждого значения независимой переменной (числа промысловых станций в учётном квадрате), причём, само это значение – пороговое, относили к совокупности, расположенной на оси абсцисс правее, в области больших значений (рис. 1).

Сравнение выполняли по величине F-теста (вероятности совпадения дисперсий),³ который учиты-

³ Идея использования данного показателя заимствована из геоботаники, где П. Грейг-Смит [Greig-Smith, 1983], находил границы скоплений по скачку дисперсии, последовательно объединяя соседние учётные площадки [цит. по Смуров, Полищук, 1989].

вает как величину отношения дисперсий, так и объём выборки. Из всех пороговых значений независимой переменной выбирали то, которому соответствовало наименьшее значение F-теста (рис. 2), и именно его считали числом промысловых станций, достаточным

для того, чтобы считать квадрат обследованным (далее – оптимальным пороговым числом). Предлагаемый метод даёт возможность объективно получить единственное решение. Полученное значение (числа промысловых станций в учётном квадрате) достаточ-

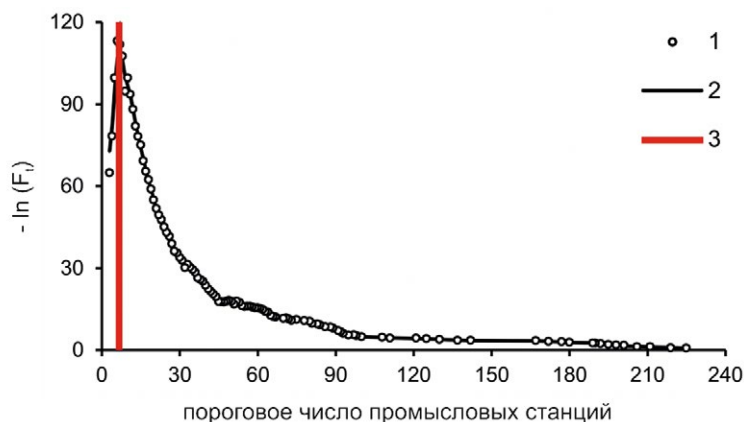


Рис. 2. Зависимость преобразованного F-теста (F_i) от порогового числа промысловых станций для камчатского краба Баренцева моря: 1 – значения F-теста; 2 – сглаживающий тренд (метод 16-членной скользящей средней); 3 – пороговое число промысловых станций, при котором F-тест минимальный – оптимальное пороговое число

Fig. 2. Dependence of the transformed F-test (F_i) on the threshold number of fisheries sites for the red king crab in the Barents Sea: 1 – F-test values, 2 – smoothing trend (16-term moving average method); 3 – threshold number of fishing stations, at which F-test is minimal – optimal threshold number

но успешно отсекает малые выборки, при которых изменчивость коэффициента вариации очень высока (рис. 1).

Расчёт размера стороны учётного квадрата. После установления числа промысловых станций, достаточного, чтобы учётный квадрат считался обследованным, можно вычислить и оптимальный размер его стороны. Если предположить, что точность расчёта площади увеличивается с увеличением суммарного числа обследованных учётных квадратов – обследованной площади промысловых скоплений (рис. 3), то можно построить зависимость между этим числом и размером стороны квадрата [Буяновский, 2020 а, б]. В этом случае размер, которому будет соответствовать наибольшая обследованная площадь, можно считать оптимальным (рис. 4).

Очевидно, что в зависимости от числа промысловых станций и особенностей их распределения, в разные годы результаты могут быть различны. Возникает вопрос, какой год, следует выбрать для расчётов. Предлагается выбрать год, когда число станций было минимальным (промысел был наименее интенсивным), так как в этом случае существует наибольшая гарантия, что каждый год обследованная площадь будет состоять не менее, чем из одного

учётного квадрата. Вместе с тем, было установлено, что при совсем малом числе станций, выявление оптимального размера учётного квадрата становится затруднительным из-за слабой чувствительности величины обследованной площади к размеру стороны (рис. 4). После тестирования данных за разные годы, было установлено, что для обеспечения необходимого уровня чувствительности достаточно превышения общего числа промысловых станций к их оптимальному пороговому числу (рис. 2) в 15 раз. Таким образом, если в выбранный год (с минимальным числом станций) указанное соотношение будет меньше 15, то следует взять один из последующих (по числу станций) годов, где данное соотношение будет выполняться (см. ниже табл. 3).

Обследованную площадь начинали вычислять при минимальном размере стороны учётного квадрата в $0,01^\circ$ с. ш. (и соответственно – $0,02^\circ$ в. д.). Далее процедуру подсчёта повторяли, постепенно увеличивая сторону квадрата на $0,01^\circ$ с. ш. (и соответственно – на $0,02^\circ$ в. д.). Подсчёт заканчивали, когда сторона квадрата достигала 1° с. ш. Из полученного набора значений выбирали тот размер стороны, при котором обследованная площадь (рис. 4) была максимальной. Все расчёты выполняли, используя пакет PBS-mapping (табл. 1). Так же как и при расчёте оптимального поро-

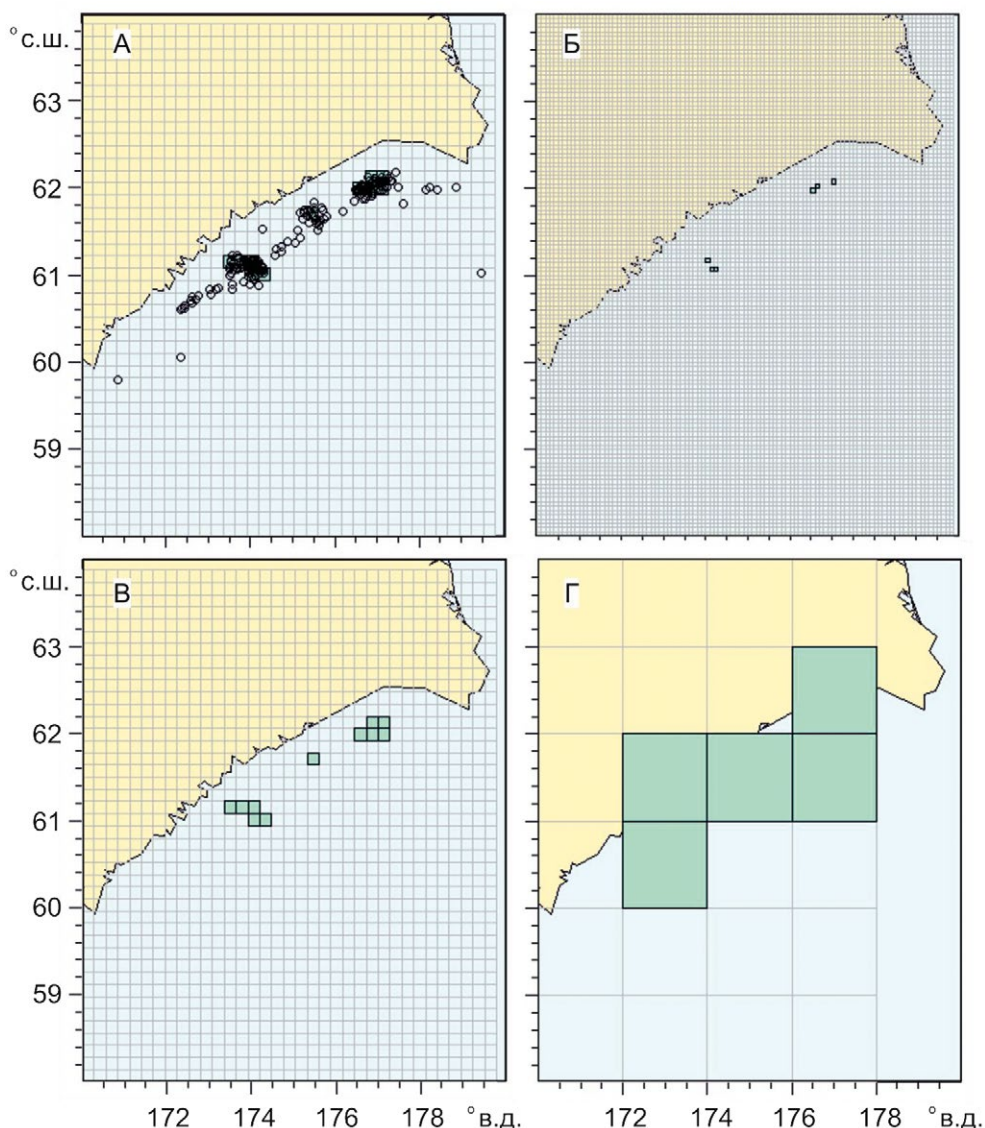


Рис. 3. Представление обследованной площади промысловых скоплений синего краба в зоне Западно-Беринговоморская в зависимости от размера учётного квадрата (оптимальное пороговое число станций равно 7): а – распределение промысловых станций в 2013 г., промысловые скопления характеризуются наиболее высокой плотностью станций; б – размер квадрата $0,06^{\circ}$ с.ш $\times 0,12^{\circ}$ в. д.: обследованная площадь явно занижена, показаны не все скопления; в – размер квадрата вычислен по алгоритму, распределение квадратов совпадает с расположением районов промысла; г – размер квадрата 1° с.ш $\times 2^{\circ}$ в. д., обследованная площадь явно завышена, распределение квадратов не отражает расположение промысловых скоплений

Fig. 3. Application of the surveyed area of commercial aggregations of blue crab in the West Bering Sea in dependence on the size of the account squares (optimal threshold sites numbet is equal to 7): а – distribution of fisheries sites in 2013, commercial aggregations are characterized by the highest density of sites; б – square size $0.06^{\circ}\text{N} \times 0.12^{\circ}\text{E}$: the surveyed area is clearly underestimated, some aggregations are not shown; в – the size of the square is calculated according to the algorithm, the distribution of the squares coincides with the location of the fisheries areas; г – square size $1^{\circ}\text{N} \times 2^{\circ}\text{E}$, the surveyed area is clearly overestimated, the distribution of squares does not reflect the location of the commercial aggregations/

гового числа станций (рис. 2), метод позволяет получить единственное объективное решение.

Расчёт относительного прироста реальной площади. Для оценки прироста запаса требуется знание не абсолютной площади, а её (относительного) годового прироста [Буяновский, 2019 б]. На первый взгляд,

для этого достаточно соотношения обследованных площадей в 2 сравниваемых годах, однако, в действительности, это не совсем так. Обследованная площадь (как сумма обследованных учётных квадратов) тем больше, чем больше промысловых станций (рис. 5), и, следовательно, надо различать площадь реальную и площадь обследованную. Возникает вопрос – как

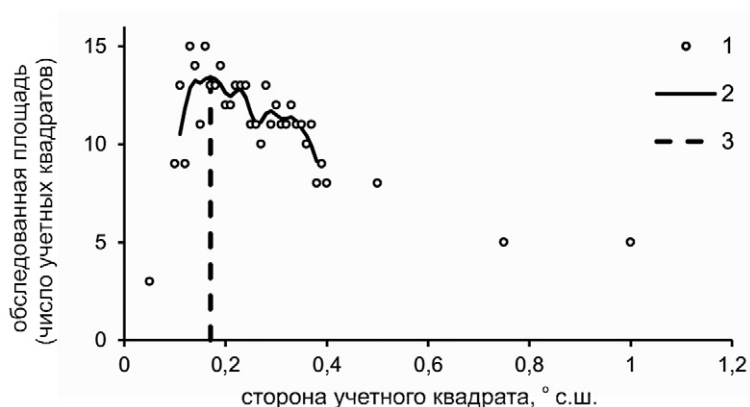


Рис. 4. Зависимость между обследованной площадью и размером стороны учетного квадрата для промысловых скоплений камчатского краба в Баренцевом море: 1 – эмпирические значения; 2 – сглаживающий тренд (метод 16-членной скользящей средней); 3 – оптимальный размер стороны учётного квадрата

Fig. 4. Relationship between surveyed area and the side size of the account square for commercial aggregations of the red king crab in the Barents Sea: 1 – empiric values, 2 – smoothing trend (method of 16-term moving average); 3 – the optimal size of the side of the account square

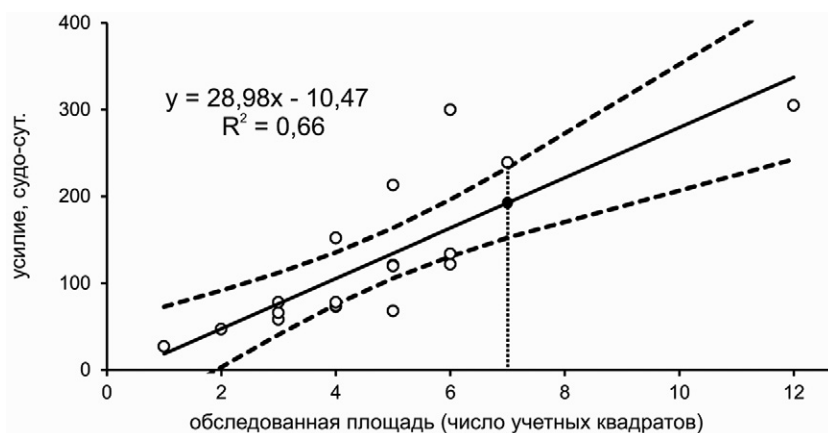


Рис. 5. Зависимость между числом промысловых станций (усилием) и обследованной площадью для запаса камчатского краба в разных районах в разные годы в подзоне Северо-Охотоморская. Доверительные границы линии регрессии соответствуют 95 %-му интервалу. Вертикальной линией показано эмпирическое значение усилия (белый кружок) и его расчётный аналог (чёрный кружок)

Fig. 5. Relationship between the number of fisheries sites (effort) and the surveyed area (number of examined account squares) for the red king crab stock in the north part of the Sea of Okhotsk in different regions and years. The confidence limits of the regression line correspond to the 95 % interval. The vertical line shows the empiric value of the effort (white circle) and its calculated counterpart (black circle)

через изменение обследованной площади оценить прирост площади реальной?

Для ответа была принята рабочая гипотеза, согласно которой реальная площадь промыслового скопления, из года в год не меняется (и для сравнительно малоподвижных привязанных к определённым биоценозам донных беспозвоночных это допустимо), а изменения обследованной площади связаны исключительно с межгодовыми различиями в числе выполненных станций – величине промыслового усилия (рис. 5). Чтобы опровергнуть эту гипотезу надо дока-

зать, что прирост площади отличался от ожидаемого, обусловленного исключительно приращением промыслового усилия. Доказав это, можно утверждать, что прирост обследованной площади обусловлен не только приращением промыслового усилия, но и приростом реальной площади, обусловленным влиянием других факторов.

Ожидаемый прирост можно вычислить, если считать, что зависимость между числом учётных квадратов и усилием описывается линейной регрессией (рис. 5). В этом случае, опираясь на уравнение регрес-

сии, для каждого числа учётных квадратов (включая 0) можно рассчитать соответствующее ему усилие. Относительный годовой прирост расчётного усилия будет отражать прирост обследованной площади.

Если сравнить расчётный и реальный приросты усилия при одном и том же приросте числа учётных квадратов, то можно сделать вывод, различаются они или нет. Первой ступенью такого сравнения может стать непараметрический критерий χ^2 Пирсона, с помощью которого сравнивают эмпирическое и ожидаемое распределение усилий – реальные усилия в сравниваемые годы и их аналоги, рассчитанные для такого же числа учётных квадратов с помощью уравнения регрессии (рис. 5). Если значение критерия больше порогового, то весь прирост обследованной площади (как положительный, так и отрицательный) можно считать обусловленным изменением усилия. Если же значение меньше порогового, то следует выполнить ещё один тест, который связан с доверительными границами линии регрессии – если оба эмпирических значения усилия (соответствующие сравниваемым годам) располагаются в пределах доверительных границ (рис. 5), то отклонения от расчётных значений являются случайными и весь прирост обследованной площади также обусловлен приростом усилия. Если же хотя бы одно из сравниваемых значений попадает за пределы доверительных границ (уровень значимости 0,05), то прирост обследованной площади может быть обусловлен не только изменением усилия, но и приростом реальной площади. В этом случае предлагается вводить определённые поправки.

Чтобы понять смысл предлагаемых поправок, следует рассмотреть несколько ситуаций (табл. 2). Если

(относительный) годовой прирост реального усилия равен 1, то, согласно рабочей гипотезе, обследованная площадь также не должна измениться. Если же она изменилась, то весь её прирост должен быть обусловлен изменением реальной площади, и в этом случае прирост реальной площади можно считать равным приросту обследованной площади. То же можно утверждать, если прирост реального усилия положительный, а прирост ожидаемого расчётного усилия, связанного функциональной зависимостью с обследованной площадью, отрицательный и – наоборот. С точки зрения промысловой биологии это означает, в первом случае, что вследствие роста промысловой нагрузки площадь скопления начала уменьшаться. Во втором случае это означает, что снижение промысловой нагрузки совпало с расширением границ скопления (или обусловило это расширение).

Если положительный прирост реального усилия больше расчётного или отрицательный прирост меньше его, то выяснить, как изменилась реальная площадь, не представляется возможным. В этом случае следует вернуться к рабочей гипотезе и считать, что изменений не произошло. С точки зрения промысловой биологии это означает, в первом случае, увеличение промысловой нагрузки на обследованную площадь при её одновременном расширении вплоть до реальных значений. Во втором случае это может означать потерю интереса к промыслу и снижение промысловой нагрузки на обследованную площадь до минимальных значений, позволяющих эту площадь оценивать. Аналогично рассуждая, можно утверждать, что при неизменности величины обследованной площади реальная площадь не меняется, несмотря на любые изменения реального усилия.

Таблица 2. Решения о годовом приросте реальной площади промыслового скопления в зависимости от годового прироста обследованной площади

Table 2. Decisions on the annual increase in the real area of the commercial aggregation in dependence on the annual increase in the surveyed area

Годовой прирост обследованной площади как отношения расчётных усилий (Δe)	Относительный годовой прирост реальных усилий (Δr) по сравнению с приростом расчётных усилий		Относительный годовой прирост реальной площади (Δs)
< 1	=	-	1
	>	\geq	Δa
	>	<	$1 - (\Delta r - \Delta e)$
=1	<	<	1
	любой	любой	1
	=	-	1
> 1	>	>	1
	<	>	$1 - (\Delta r - \Delta e)$
	<	\leq	Δa

Наиболее сложным является вариант, когда реальное усилие растёт слабее расчётного или снижается по отношению к нему менее интенсивно. Здесь изменение обследованной площади может быть связано как с изменением реальной площади, так и с изменением усилия. Влияние первого фактора можно оценить по формуле:

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = 1 - \left(\frac{E_t^r}{E_{t-1}^r} - \frac{E_t^e}{E_{t-1}^e} \right), \quad (1)$$

где $E_1^e, E_2^e, E_1^r, E_2^r$ – расчётные (e) и реальные (r) значения усилия в годы t и $t-1$; S_t и S_{t-1} – площади скоплений.

Формула (1) показывает, что чем ближе значения прироста расчётного и реального усилия, тем меньше вклад изменения реальной площади, и наоборот, чем сильнее они различаются, тем этот вклад больше. Например, если отношение реальных усилий близко к единице, а расчётных к 10, то, согласно формуле (1), реальная площадь увеличивается почти в 10 раз. Если же соотношение реальных и расчётных усилий близко к 1, то согласно формуле (1) прирост реальной также будет близок к 1.

Удаление выбросов. В действительности изменение обследованной площади может быть обусловлено не только приростом усилия и реальной площади, но и действием разных неучтённых факторов. И поскольку чаще всего чрезмерно большие (как положительные, так и отрицательные) приросты были приурочены к ситуации, когда в один из сравниваемых годов обследованная площадь была совсем маленькой, то возникло подозрение, что здесь могут быть выбросы, связанные с малым объёмом выборки.

Чтобы это проверить, по каждому виду в каждом районе⁴ была построена зависимость годового прироста реальной площади от наименьшей (в один из двух сравниваемых годов) обследованной площади. Затем, для увеличения объёма выборки, данные по разным видам (крабидов и крабов) были объединены. Перед объединением отсутствие влияния «фактора вида» было проверено с помощью однофакторного дисперсионного анализа.

Чтобы удалить экстремальные выбросы (рис. 6 а) был применён критерий, рассчитываемый как разница между двумя последними (максимальными) членами ряда, отнесённая к разнице между его последним и вторым членами [Лакин, 1991].⁵ Опираясь на

⁴ При районировании или использовали границы, установленные ранее [Буяновский, 2020 а, б], а для видов, по которым соответствующих публикаций пока нет, применяли стандартные методы [Буяновский, Алексеев, 2017; Буяновский, 2020 б].

⁵ Аналогичный критерий есть и для минимальных значений, но здесь он не понадобился.

данный критерий, было удалено несколько членов ряда, что позволило заметно уменьшить его разброс (рис. 6 б). Как и ожидалось, все удалённые значения относились к обследованной площади, состоящей из малого числа учётных квадратов (4 удалённых значения относились к площади, состоящей из 0 квадратов, 2 – из 1; 1 – из 2).

Поскольку, даже после удаления экстремальных выбросов, распределение положительных (≥ 1) и отрицательных (< 1) приростов не было симметричным, то для получения распределения, близкого к нормальному (см. ниже), было выполнено асимметричное преобразование:

$$[(s_t)/(s_{t-1})] - 1 \quad (2a)$$

для значений прироста не меньше 1 и

$$[-(s_{t-1})/(s_t)] + 1 \quad (2б)$$

для значений прироста меньше 1,

где s_t и s_{t-1} – обследованная площадь в годы t и $t-1$.

После преобразования распределение значений прироста вокруг 0 стало более или менее симметричным (рис. 6 Б). Далее, по такому же алгоритму, что и при оценке оптимального порогового числа промысловых станций (рис. 2) было вычислено оптимальное пороговое значение независимой переменной – наименьшей (в один из двух сравниваемых годов) обследованной площади – равное 15 учётным квадратам (рис. 6 В). После его установления предположили, что большой разброс приростов реальной площади, наблюдаемый при меньших значениях независимой переменной, обусловлен малым объёмом выборки (рис. 6 Б). Эти значения были отброшены, а оставшиеся были вновь проверены на наличие выбросов. Учитывая близость распределения к нормальному (рис. 6 Б), был применён более мощный (чем описанный выше) критерий, рассчитываемый как разница максимального и среднего значений, отнесённая к стандартному отклонению [Лакин, 1991]. Выявленные выбросы удаляли из выборки. В итоге были определены границы, которые после обратного преобразования, составили 0,82 и 1,23. Если вычисленное значение годового прироста реальной площади выходило за пределы вышеуказанных границ, то его приравнивали к одному из граничных значений: если прирост был положительным – к верхнему, если отрицательным – к нижнему.

Оценки площади для разных единиц запаса. Для разных единиц запаса форма кривой зависимости F-теста от числа ССД была сходной (рис. 7), а число промысловых станций, достаточных для того, чтобы считать учётный квадрат обследованным, варьировало от 5 до 11 при модальном значении 7 (табл. 3).

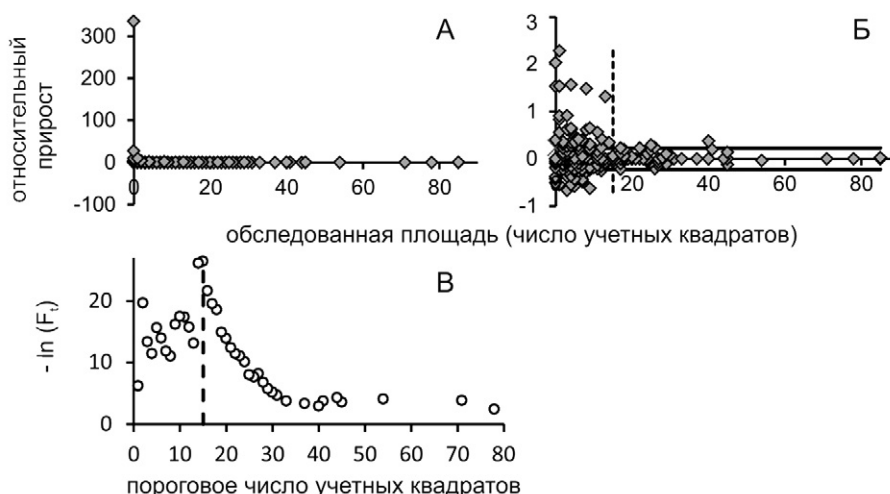


Рис. 6. Зависимость годовых приростов реальной площади от наименьшего (за 2 сравниваемых года) значения обследованной площади для выборки, объединённой по всем видам крабоидов и крабов: А – приросты, преобразованные по формулам (2); Б – они же после удаления экстремальных выбросов, пунктиром обозначено оптимальная пороговая величина обследованной площади, горизонтальными линиями – границы выбросов; В – зависимость преобразованного F-теста (F_t) от пороговой величины обследованной площади, пунктир показывает величину, при котором F-тест минимальный (оптимальную пороговую)

Fig. 6. Dependence of the annual increments of the real area on the minimums (for 2 compared years) of surveyed area for the sample combined for all species of crabs. А – increments transformed by formulas (2); Б – the same after removing extreme outliers, the dotted line indicates the optimal threshold value of surveyed area, horizontal lines are the boundaries of outliers; В – dependence of the transformed F-test (F_t) on the threshold values of surveyed area, the dotted line shows the value at which the F-test is minimal (optimal threshold)

Таблица 3. Основные параметры при оценке площади промысловых скоплений крабов
Table 3. The main parameters for assessment the area of commercial crabs aggregations

Вид краба	Регион (рыболовная зона или подзона)	ССД в квадрате		Сторона квадрата	
		Число	Выборка ¹	° с. ш.	Выборка ²
Синий	Западно-Беринговоморская	7	2638	0,14	215
	Западно-Камчатская	6	2583	0,07	384
	Северо-Охотоморская ³	5	1090	0,18	82 ⁴
	Приморье	7	4047	0,15	483
Камчатский	Баренцево море	7	3270	0,17	279
	Северо-Охотоморская	8	1902	0,31	131
	Западно-Камчатская и Камчатско-Курильская	5	4952	0,13	538
Равношипый	Приморье	11	2016	0,29	171
	Северо-Охотоморская, Центральная часть Охотского моря, Западно-Камчатская, Баренцево море	8	4937	0,18	750
Стригун опилио	Баренцево море	6	4253	0,34	187
	Западно-Беринговоморская	6	1944	0,10	193
Стригун Бэрда	Северо-Охотоморская	9	5182	0,12	1686
	Восточно-Сахалинская	6	1400	0,09	342
	Приморье и Западно-Сахалинская	7	4058	0,12	418
Стригун ангулятус	Петропавловск-Командорская	5	398	0,11	153
	Камчатско-Курильская	7	1156	0,09	201
Стригун красный	Охотское море	8	3810	0,14	756
	Японское море	7	5311	0,10	1090

Примечание: ¹ – число квадратов с разной длиной стороны, из которых было подано 2 и более ССД; ² – число ССД для года, когда оно было наименьшим; ³ – северо-восточный район, для остальных районов подзоны, где выборки были маленькие, взято аналогичное значение [Буяновский, 2020 б]; ⁴ – минимальное число в 2013 г. было слишком мало, взято значение, следующее за минимальным (2014 г.)

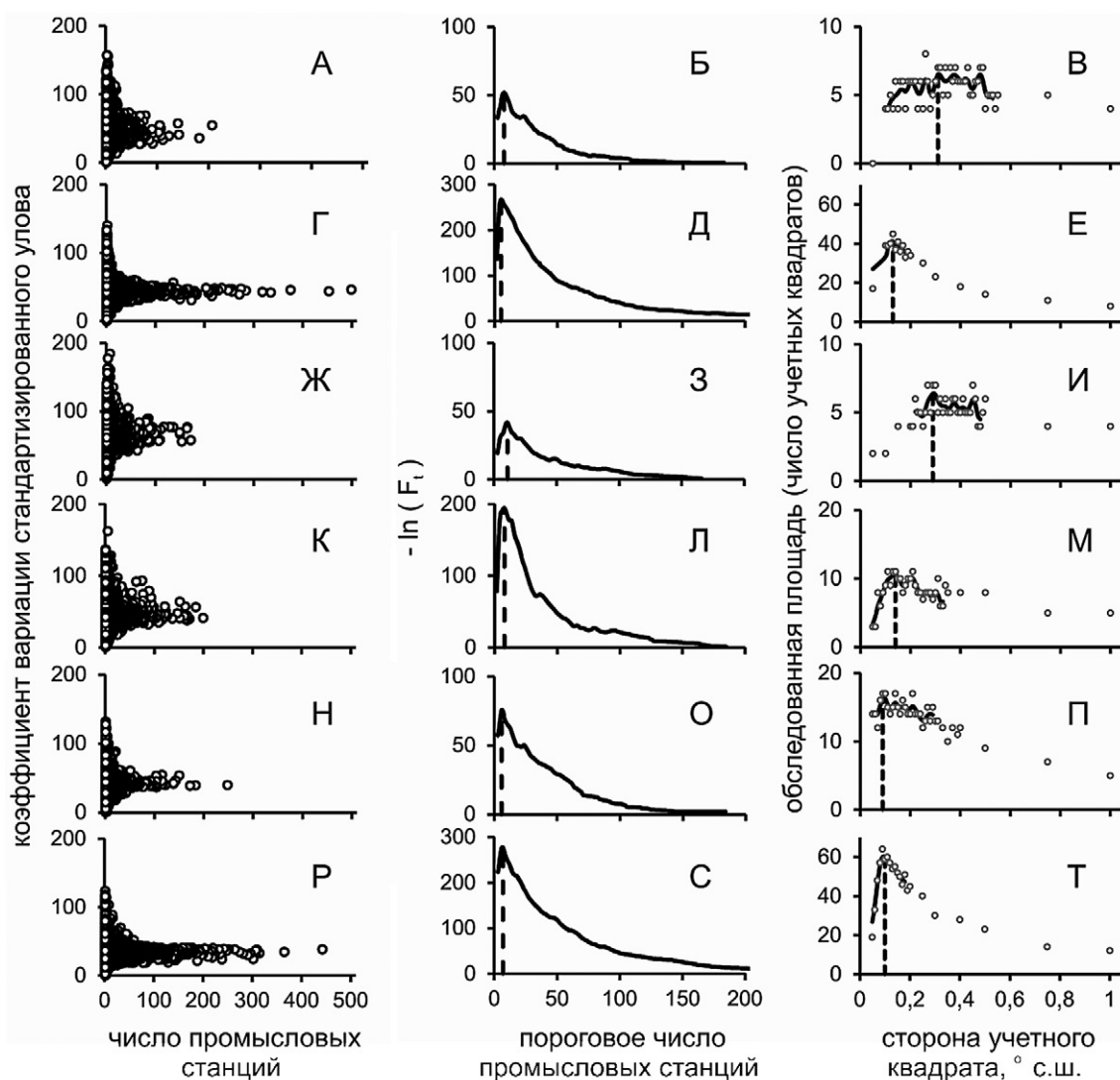


Рис. 7. Зависимость у разных единиц запаса: (левый столбец) коэффициента вариации от числа промысловых станций, (центральный столбец) преобразованного F-теста (сглажен с помощью 16-членной скользящей средней) от порогового числа станций, (правый столбец) обследованной площади от размера стороны учётного квадрата. В правом столбце все расчёты выполнены для оптимального порогового числа промысловых станций, указанного в центральном столбце вертикальной линией; кривая линия показывает результаты сглаживания 16-членной скользящей средней; вертикальная линия соответствует максимуму: А-В – подзона Северо-Охотоморская, камчатский краб; Г-Е – Западная Камчатка, он же; Ж-И – Приморье, он же; К-М – зона Западно-Берингоморская, синий краб; Н-П – Восточный Сахалин, краб-стригун опилию; Р-Т – Японское море (Россия) краб-стригун красный

Fig. 7. Dependence of: (left column) coefficient of variation on the number of fisheries sites, (central column) transformed F-test (smoothed with a 16-term moving average) on the threshold number of sites, (right column) surveyed area on the size of account square side (decimal degrees N) for different stocks. In the right column, all calculations were performed for the optimal threshold number of fisheries sites which is indicated in the central column by a vertical line; the curved line shows the results of smoothing the 16-term moving average; the vertical line corresponds to the maximum: A-B – North part of the Sea of Okhotsk, red king crab; Г-Е – the coast off the Western Kamchatka, the same Ж-И – the Sea of Japan, the same; К-М – the West part of the Bering Sea, blue king crab; Н-П – the coast off the East Sakhalin, snow crab; P-T – the Sea of Japan (Russia), red snow crab

Для перехода от оценки относительного прироста площади к её абсолютным значениям можно допустить, что в определённом районе, в год, когда обследованная площадь была максимальной, она соответствовала реальной площади. Далее, опираясь на это,

опорное, значение и величину относительного прироста, можно рекуррентно рассчитать реальную площадь в другие годы. Если при этом выяснялось, что в какой-то год обследованная площадь была выше реальной, то опорное значение заменяли следующим

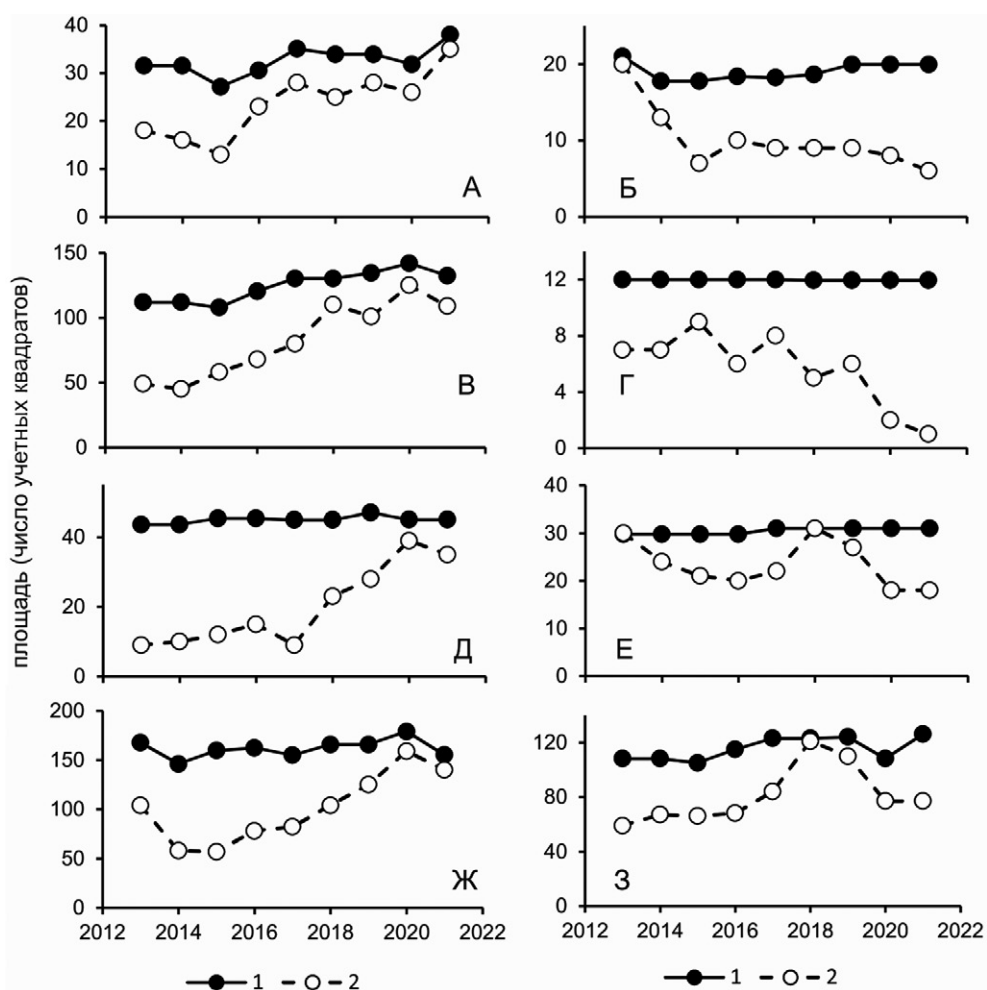


Рис. 8. Динамика (1) реальной и (2) обследованной площади промысловых скоплений для некоторых единиц запаса: А-Г – камчатский краб (А) Баренцева моря, (Б) Северо-Охотоморской подзоны, (В) Западной Камчатки, (Г) Приморья; Д-З – синий краб (Д) зоны Западно-Берингоморская, (Е) подзоны Западно-Камчатская, (Ж) подзоны Северо-Охотоморская, (З) Приморья

Fig. 8. Dynamics (1) of real and (2) surveyed areas of the commercial crabs aggregations for some stocks: а-г – the red king crab (А) the Barents Sea, (Б) the North part of the Sea of Okhotsk, (В) the coast off the Western Kamchatka, (Г) the coast off the Western part of the Sea of Japan; д-з – the blue king crab (Д) the West part of the Bering Sea, (Е) the coast off the Western Kamchatka, (Ж) the North part of the Sea of Okhotsk, (З) the coast off the Western part of the Sea of Japan

(по величине обследованной площади) и повторяли процедуру. Если в регионе выделяли несколько районов, то данные по отдельным районам суммировали для каждого года. Очевидно, что при таком подходе, по мере накопления новых данных могут быть корректировки, но по достижении определённой длины временного ряда максимум будет оставаться неизменным.

Полученные результаты (рис. 8) показали, что реальная площадь, даже при наличии широкого коридора, ограничивающего выбросы, менялась незначительно, несмотря на заметные колебания обследованной площади. Это подтверждают и данные больших выборок, при которых прирост стремится к 0 (рис. 5 б). Отсюда можно сделать вывод, что серьёзные измене-

ния запаса в процессе его динамики связаны, в большей степени, с динамикой плотности и в значительно меньшей степени – с динамикой площади.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Основным итогом данной работы следует считать разработку алгоритма, позволяющего использовать динамику площади промысловых скоплений в разных популяциях крабоидов и крабов как при расчёте годового прироста доступного запаса, так и при оценке его абсолютной величины [Буяновский, 2019 б]. Динамику площади можно рассматривать как ещё один индикатор, по которому можно судить об изменении (качественного) состояния запасов крабоидов и крабов. По сравнению с предыдущими работами [Буяновский,

2020 а, б] предлагаемый алгоритм позволяет не только объективно оценить относительный прирост (или относительную убыль) площади, но и получить представление об абсолютных размерах промысловых скоплений. Важно и то, что все оценки получаются по данным промысловой статистики, которые обновляются ежегодно, независимо от выполнения учётных съёмов и/или научного мониторинга.

Благодарности

Глубоко признателен начальнику Центра водных биоресурсов Полярного филиала ФГБНУ «ВНИРО» к.б.н. А.В. Стесько, обучившему меня основам пользования программным пакетом «PBSmapping». Также выражаю свою благодарность анонимным рецензентам, замечания которых помогли заметно улучшить качество текста.

Соблюдение этических норм

Все применимые этические нормы соблюдены.

Финансирование

Работа выполнена в рамках государственного задания ФГБНУ «ВНИРО» по теме «Исследования водных биоресурсов морей России и внутренних водоёмов и разработка мер, направленных на восстановление численности видов, испытывающих значительную антропогенную нагрузку».

ЛИТЕРАТУРА

- Бигон М., Харпер Д., Таунсенд К. 1989. Экология. Особи, популяции и сообщества: в 2-х т. Т. 1. М.: Мир. 667 с. (Begon M., Harper J.L., Townsend C.R. 1986. Ecology: individuals, populations and communities. Blackwell Scientific Publications, Oxford, 876 p.)
- Бизиков В.А., Буяновский А.И., Гончаров С.М., Поляков А.В., Попов С.Б., Сидоров Л.К. 2013. Базы данных и геоинформационные системы в управлении водными биологическими ресурсами // Мат. I науч. школы молодых учёных и специалистов по рыбному хозяйству и экологии, посвящённой 100-летию со дня рождения проф. П.А. Моисеева. Звенигород. 15–19 апреля 2013 г. М.: Изд-во ВНИРО. С. 108–133.
- Буяновский А.И. 2019 а. К использованию моделей истощения для оценки промысловых запасов крабов // Вопросы рыболовства. Т. 20. № 1. С. 107–122.
- Буяновский А.И. 2019 б. Использование промысловой статистики для оценки динамики запаса краба-стригуна Бэрда // Вопросы рыболовства. Т. 20. № 4. С. 497–512.
- Буяновский А.И. 2020 а. Использование промысловой статистики для корректировки оценок запасов краба-стригуна опилио в морях России // Вопросы рыболовства. Т. 21. № 1. С. 106–124.
- Буяновский А.И. 2020 б. Динамика промысловых запасов синего краба в морях России с учётом промысловой статистики // Вопросы рыболовства. Т. 21. № 4. С. 423–439.

Буяновский А.И., Алексеев Д.О. 2017. Промысловая статистика как индикатор состояния запаса промысловых беспозвоночных // Вопросы рыболовства. Т. 18. № 3. С. 368–382.

Лакин Г.Ф. 1990. Биометрия. М.: Высшая школа. 352 с.

Левин В.С. 1994. Промысловая биология морских донных беспозвоночных и водорослей. СПб: ПКФ «ОЮ-92». 240 с.

Смуров А.В., Полищук Л.В. 1989. Количественные методы оценки основных популяционных показателей: статистический и динамический аспекты. М: МГУ. 208 с.

Bentley N., Kendrick T.H., Starr P.J., Breen P. 2012. Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catchper-unit-effort standardizations // ICES J. Marine Sciences. V. 69. P. 84–88.

Greig-Smith P. 1983. Quantitative plant ecology, 3rd Edition. Blackwell Science Publications. Oxford. 359 p.

Schnute J.T., Boers N.M., Haigh R., Couture-Beil A. 2017. PBSmapping 2.70.3: user's Guide revised from Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences № 254. P. 1–43.

Vasilets P.M. 2015. FMS analyst – computer program for processing data from Russian Fishery Monitoring System. DOI: 10.13140/RG.2.1.5186.0962.

REFERENCES

- Begon M., Harper J.L., Townsend C.R. 1986. Ecology: individuals, populations and communities. Blackwell Scientific Publications, Oxford. 876 p.
- Bizikov V.A., Buyanovsky A.I., Goncharov S.M., Polyakov A.V., Popov S.B., Sidorov L.K. 2013. Databases and geoinformation systems in the management of aquatic biological resources // Mat. I scientific school of young scientists and specialists in fisheries and ecology, dedicated to the 100th anniversary of the birth of prof. P.A. Moiseev. Zvenigorod. April 15–19, 2013. M.: VNIRO Publishing House. P. 108–133 (in Russ.).
- Buyanovsky A.I. 2019 a. On the use of depletion models for estimating commercial stocks of crabs // Problems of Fisheries. V. 20. No. 1. P. 107–122 (in Russ.).
- Buyanovsky A.I. 2019 b. The use of fisheries statistics to assess the dynamics of the Tanner crab stock // Problems of Fisheries. V. 20. No. 4. pp. 497–512. (in Russ.)
- Buyanovsky A.I. 2020 a. The use of fisheries statistics to correct estimates of the stocks of the snow crab in the seas of Russia // Fishing Issues. T. 21. No. 1. P. 106–124. (in Russ.)
- Buyanovsky A.I. 2020 b. Dynamics of commercial stocks of blue crab in the seas of Russia, taking into account fisheries statistics // Problems of Fisheries. V. 21. No. 4. P. 423–439. (in Russ.)
- Buyanovsky A.I., Alekseev D.O. 2017. Fishing statistics as an indicator of the state of the stock of commercial invertebrates // Problems of Fisheries. V. 18. No. 3. P. 368–382. (in Russ.)
- Lakin G.F. 1990. Biometrics. M.: Higher school. 352 p. (in Russ.).
- Levin V.S. 1994. Fisheries biology of marine benthic invertebrates and algae. St. Petersburg: PKF «OYu-92». 240 p. (in Russ.).

- Smurov A.V., Polishchuk L.V.* 1989. Quantitative methods for estimating basic population indicators: statistical and dynamic aspects. M: Moscow State University. 208 pp. (in Russ.).
- Bentley N., Kendrick T.H., Starr P.J., Breen P.* 2012. Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catchper-unit-effort standardizations // ICES J. Marine Sciences. V. 69. P. 84–88.
- Greig-Smith P.* 1983. Quantitative plant ecology, 3rd Edition. Blackwell Science Publications. Oxford. 359 p.
- Schnute J.T., Boers N.M., Haigh R., Couture-Beil A.* 2017. PBSmapping 2.70.3: user's Guide revised from Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences № 254. P. 1–43.
- Vasilets P.M.* 2015. FMS analyst – computer program for processing data from Russian Fishery Monitoring System. DOI: 10.13140/RG.2.1.5186.0962.

*Поступила в редакцию 22.03.2022 г.
Принята после рецензии 15.04.2022 г.*