

**ИССЛЕДОВАНИЕ КРАБА-СТРИГУНА КРАСНОГО
CHIONOECETES JAPONICUS (DECAPODA, MAJIDAE)
В ЯПОНСКОМ МОРЕ. 4. РАЙОНИРОВАНИЕ АКВАТОРИИ
НА ОСНОВЕ ИЗМЕНЧИВОСТИ РАЗМЕРНОГО СОСТАВА**

© 2016 г. А.И. Буяновский, **В.В. Мирошников***

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии,
Москва, 107140

*Тихоокеанский научно-исследовательский рыбохозяйственный центр,
Владивосток, 690950
E-mail: albuy@mail.ru

Поступила в редакцию 28.03.2016 г.

На основании оригинальной методики сопоставления размерного состава акватория, занятая крабом-стригуном красным в Японском море, поделена на 28 полигонов — участков, в пределах которых размерный состав отдельных проб можно считать однородным. На 10 полигонах, расположенных на банке Кита-Ямато и континентальном склоне, было собрано 94% проб. Верхние и нижние изобаты, ограничивающие основные полигоны варьируют от 400–600 до 1300–1800 м. К северу от 45°00' с.ш. и глубже 1700 м располагается полигон с наиболее высокими уловами самок и самцов с шириной карапакса 70–90 мм. Выявлено девять основных типов размерного распределения, различающихся значениями модальных классов. Предполагается, что в скоплениях, формируемых самцами, преобладают представители одного (реже двух) возрастного класса. Выделено четыре сезона, которые можно рассматривать как «полигоны во времени».

Ключевые слова: *Chionoecetes japonicus*, Японское море, размерный состав, пространственное распределение, индекс плотности.

ВВЕДЕНИЕ

Функциональную структуру популяции можно определить как закономерности распределения организмов в пространстве и времени, связанные с размножением, ростом, смертностью и миграциями (Буяновский, 2009). Без ее знания организация эффективного управления запасом невозможна (Виноградов, 1969; Родин, 1985; Буяновский, 2004, 2012); ее установление в последние годы было целью исследований ряда популяций промысловых беспозвоночных (Клитин, 2003; Низяев, 2003; Первеева, 2006; Карасев, 2009; Клитин и др., 2010). Методически данная задача решается путем разделения акватории на

районы, где осуществляется тот или иной этап жизненного цикла (размножение, рост, нагул, отселение и т.д.), отражением которого являются особенности размерного (или размерно-полового) состава. Для получения наиболее полной картины границы районов не должны выделяться а priori, а должны устанавливаться на основе сопоставления размерного (или размерно-полового) состава отдельных проб (Буяновский, 2004). При большом числе проб такие сопоставления весьма трудоемки, а обилие результатов (сравнения отдельных проб) затрудняет их интерпретацию. Для уменьшения числа результатов, как правило, уменьшают число сравниваемых проб путем их объединения в рамках отдельных районов или сезонов.

Объединение часто производится на основе субъективных суждений, что, во-первых, потенциально может привести к потере части информации и, во-вторых, оставляет возможность получения иных результатов при ином способе объединения. Применение единого подхода с использованием типов размерной структуры (Буяновский, 2012) при работе с большим материалом осложняется высокой (до половины и более) долей проб с нечеткой принадлежностью к одному из выделяемых типов. Следовательно, для обработки данных, содержащих большое число проб, которые собраны в разное время на обширной акватории, требуется иной алгоритм; разработка такого алгоритма — одна из задач данной работы.

Краб-стригун красный *Chionoecetes japonicas* (Rathbun, 1817) является одним из основных промысловых видов ракообразных в Японском море (Мирошников, Буяновский, 2015), и, несмотря на значительное число работ, посвященных особенностям его распределения (Мясников, Архипов, 2004; Yoshio, Shirai, 2007; Слизкин, 2008; Слизкин, Кобликов, 2010; Yoshio et al., 2010; Демин, 2015), функциональная структура его популяции остается невыясненной. Следовательно, цель работы можно определить как установление функциональной структуры данной популяции (точнее — ее части, обитающей в водах России) в виде гипотезы, которая в наименьшей степени противоречит существующим фактам. Для ее формулировки требуется ряд необходимых условий, одним из которых является районирование акватории на основании пространственно-временной изменчивости размерного состава (Буяновский, 2004).

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Материалом послужили пробы, собранные ловушками в 1991-2010 гг. Методика сбора и обработки первичных данных, а также выбора проб из первоначального массива с оценкой индекса плотности (среднего числа крабов в ловушке) подробно описаны

ранее (Буяновский, Мирошников, 2014). Всего было использовано 3765 проб, собранных на всей акватории от банки Кита-Ямато до центральной части Татарского пролива (39°18'-48°30' с.ш.) в диапазоне глубин от 150 до 2041 м. При обработке материала были отброшены пробы, где измеренных особей было меньше 20. Таким образом, число проб, использованных в сравнении размерного состава, уменьшилось до 3704, а верхняя граница диапазона исследованных глубин опустилась до 270 м.

Для сравнения размерного состава, так же, как и в других работах (Буяновский, 2004 и др.), использовали двухвыборочный критерий Смирнова (Большев, Смирнов, 1965):

$$\lambda = \frac{\max_{i=1}^k |n_{1i} - n_{2i}|}{\sqrt{\frac{N_1 + N_2}{N_1 \cdot N_2}}}, \quad (1)$$

где $\max_{i=1}^k |n_{1i} - n_{2i}|$ — максимальное значение абсолютной разности между кумулятивными частотами n_{1i} и n_{2i} одних и тех же размерных классов из выборок 1 и 2; k — число размерных классов, N_1 и N_2 — объемы сравниваемых выборок. При группировке размерного состава для самок использовали шаг, равный 10 мм, для самцов — 5 мм.

Чтобы избежать влияния объема выборки на значение λ , перед сравнением все выборки были приведены к одному значению, равному 150, которое соответствовало средней величине, рассчитанной по всем пробам. При значении $\lambda > 1,36$ различия в размерном составе считали достоверными для уровня значимости 0,05; при $\lambda \leq 1,36$ различия считали недостоверными.

Разбивка на первичные участки.

Поскольку без специализированного программного обеспечения методика, основанная на сопоставлении отдельных проб, требует очень больших затрат времени, то предварительное объединение проб в рамках небольших пространственно-временных участков было неизбежно. Для выделения

таких участков была использована формула Стерджеса (Лакин, 1990), связывающая размах варьирования параметра и объем выборки:

$$d = \frac{D_{\max} - D_{\min}}{1 + 3,32 \times \lg n}, \quad (2)$$

где d — размер шага; D_{\min} , D_{\max} — верхняя и нижняя границы параметра (минуты — для широты и долготы; м — для глубины; сут. — для календарного года) соответственно, n — объем выборки (3704 пробы).

После расчета шага и его округления до традиционно используемых величин были получены следующие значения диапазонов: 30 мин — по широте и долготе, 100 м — по глубине и 1 мес. — для календарного года. Всего таким образом было выделено 18 диапазонов по широте (от 39°00' до 48°30' с.ш.), 23 диапазона по долготе (от 130°30' до 142°00' в.д.), 19 диапазонов по глубине (300–2100 м) и 12 диапазонов по срокам (сезонов). Если к этим значениям добавить еще 19 лет наблюдений (1991–2005 и 2007–2010 гг.), то потенциальное число пространственно-временных участков (2839626) должно превзойти число реально собранных проб. В действительности число таких участков было существенно меньше (1332), так как, во-первых, одна часть из них не существует в природе (например, в границах 48°00'–48°30' с.ш., 137°00'–137°30' в.д. и 1900–2000 м глубины), а другая часть была не охвачена сбором проб (например, в августе 1991 г. пробы не брали).

Более половины выделенных участков содержали одну пробу (рис. 1), а число проб ≤ 5 отмечено для почти 90% участков. Максимальное число проб для одного участка (26) отмечено в двух случаях.

Средняя степень сходства — отношение числа сравнений, где различия в размерном составе сравниваемых проб не достоверны, к общему числу сравнений — между пробами на одном участке составляла 49%. Степень сходства, равная 0%, отмечена только для участков, где было собрано не более 4 проб. Отмечена тенденция к увели-

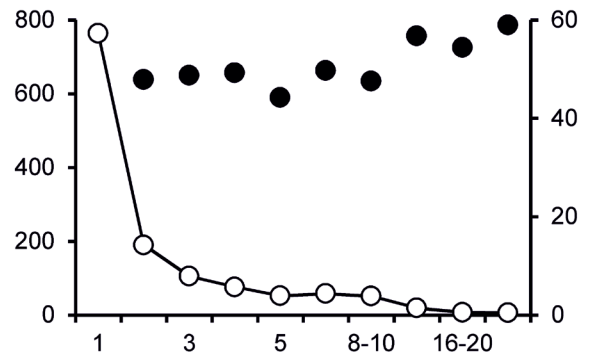


Рис. 1. Распределение проб по числу первичных участков (о) и степень сходства (•) между пробами в пределах участка. По оси абсцисс — число проб на участке. По оси ординат: слева — число участков, справа — степень сходства, %.

чению степени сходства по мере увеличения числа проб на участке.

Таким образом, по результатам первого этапа разбивки акватории на первичные пространственно-временные участки можно сделать следующие выводы.

1. Относительно высокая степень сходства между пробами на участке свидетельствует об удовлетворительности применяемой методики для разбивки акватории на участки, однородные по размерному составу. Вместе с тем потенциал для ее усовершенствования остается высоким.

2. Большое число участков с малым числом проб делает интерпретацию результатов крайне затруднительной и требует дальнейших шагов по их объединению и/или размежеванию.

Первый этап объединения. На данном этапе приоритет был отдан объединению участков, и основное допущение (не путать с нулевой гипотезой) заключалось в том, что размерный состав на соседних участках различный. Для его подтверждения считали, что степень сходства между парами проб с одного участка была выше степени сходства между пробами с двух соседних участков. В тех случаях, когда удавалось доказать отсутствие различий при высокой вероятности достоверности нулевой гипотезы (различий в степени сходства нет), участки объединяли. При ре-

гистрации различий, а также при низкой вероятности достоверности нулевой гипотезы участки оставляли раздельными.

Материалом для сравнения послужили матрицы значений λ , построенные для проб, собранных в один год. Для быстрого построения матриц была использована программа «Изменчивость размерного состава 3.1», являющаяся модулем ГИС «Картмастер» (Буяновский, Поляков, 2007; Бизиков и др., 2013). Далее каждая матрица была развернута в столбцы, каждая строка которых содержала номер пробы и коды параметров: месяц ее сбора (от 1 до 12), код широты, долготы и глубины, то же — для второй пробы, значение λ и его ранг. В соответствии с выделенными диапазонами (см. выше) для широты код варьировал от 1 (значения в диапазоне от $39^{\circ}00'$ до $<39^{\circ}30'$ с.ш.) до 18 ($48^{\circ}00'$ — $<48^{\circ}30'$ с.ш.), для долготы — от 1 ($130^{\circ}30'$ — $<131^{\circ}00'$ в.д.) до 23 ($141^{\circ}30'$ — $<142^{\circ}00'$ в.д.), для глубины — от 1 (300— <400 м) до 19 (2000— <2100 м). Если различия в размерном составе были недостоверны ($\lambda \leq 1,36$), то рангу λ присваивалось значение 1, в противном случае — 0.

Предметом сравнения на первом этапе были *соседние участки* — участки, отличающиеся по одному из параметров на 1. Остальные параметры при этом совпадали. Соседними участками считали не только те, которые различались по пространственным параметрам (широте, долготе, глубине), но и по времени (месяц). Если участки совпадали по всем вышеуказанным параметрам, но различались по годам, их не считали соседними и (на данном этапе) между собой не сравнивали.

Сравнение выполняли по методике, описанной при выявлении влияния селективности орудий лова на размерный состав с учетом его пространственно-временной изменчивости (Буяновский, Огурцов, 2009). Для каждой пары соседних участков вначале рассчитывали степень сходства для проб с разных участков — *степень внешнего сходства*, а затем — *степень сходства для проб, взятых внутри участков*. В последнем случае суммировали результаты, получен-

ные для каждого из сравниваемых участков, и рассчитывали *степень внутреннего сходства*. Например, если один участок содержал три пробы (№ 1–3), а отсутствие различий наблюдалось для проб № 1 и 3, то общее число сравнений было равно 3, а число сравнений, где отмечали отсутствие различий, было равно 1. Если на втором, соседнем, участке, число проб было равно 4 (№ 4–7), а отсутствие различий отмечалось между пробами № 5 и 6, 6 и 7, 5 и 7, то общее число сравнений было равно 6, а число сравнений, где отмечали отсутствие различий — 3. Соответственно для обоих участков общее число сравнений было равно 9, число сравнений, где отмечали отсутствие различий — 4, а степень внутреннего сходства была равна десятичной дроби, эквивалентной отношению 4/9.

Если числа проб было недостаточно, — например, каждый из двух сравниваемых участков содержал по одной пробе, — сравнения размерного состава на участках не проводили.

Поиск участков и расчет степени сходства вели в программной оболочке MS-Excel®, используя опцию «Фильтр».

Поскольку каждый участок характеризуется множеством параметров, то может существовать несколько пар соседних участков, сравниваемых по одному параметру. Например, в разные годы в один и тот же месяц в одном и том же координатном квадрате могут существовать участки, расположенные на глубине 900 и 1000 м, и степень сходства (как внутреннего, так и внешнего) из года в год может варьировать. Или же в один и тот же год на глубинах 900 и 1000 м могут быть обнаружены две пары участков, одна из которых относится к одному координатному квадрату и одному месяцу, а другая — к другому квадрату и/или месяцу. Дальнейшая задача, таким образом, заключалась в возможности сравнения всех обнаруженных пар одних и тех же соседних участков для принятия решения об их объединении или размежевании.

Для этого было использовано два критерия: непараметрический ранговый критерий

Уилкоксона T и параметрический критерий Стьюдента (Лакин, 1990). При расчете критерия T абсолютные значения разности (округленной до одного десятичного знака) между степенью внутреннего и внешнего сходства, рассчитанной для каждой пары участков, ранжировали, а затем суммировали отдельно для положительных и отрицательных значений. Если значение критерия T , рассчитываемого как сумма отрицательных рангов, было меньше значения T для уровня значимости 0,05, то считали, что участки не могут быть объединены (то есть сходство размерного состава проб, взятых с одного участка, достоверно выше сходства размерного состава проб, взятых с разных участков).

В обратном варианте для принятия нулевой гипотезы применяли параметрический критерий Стьюдента. Для его расчета использовали объединенную степень (внутреннего или внешнего) сходства, рассчитываемую как суммарное (по всем участкам) отношение числа сравнений, где отмечали отсутствие различий, к суммарному числу всех сравнений. Число сравниваемых пар при этом не учитывалось. Далее степень внутреннего и внешнего сходства сравнивали как выборочные доли (Лакин, 1990). При достоверности различий нулевую гипотезу отвергали (даже если по критерию T различия были недостоверны), а при недостоверности — принимали, только в том случае, если мощность критерия β была больше 0,75. Значение β отражает уровень уверенности в нулевой гипотезе при ее принятии: удовлетворительной величиной считается значение 0,8, но, учитывая более высокую (по сравнению с учетными съемками на научном судне) неопределенность при сборе материала в условиях промысла, данный порог был снижен до 0,75. Для расчета β использовали формулу:

$$\beta = 1 - \left(t \times \sqrt{\frac{N_1 + N_2}{N_1 \times N_2}} \right), \quad (3)$$

где N_1 — общее число сравнений для проб внутри участков, N_2 — то же для проб между участками; t — нормированное (табличное)

значение критерия Стьюдента для уровня значимости 0,05 и объема выборки $N_1 + N_2$.

Необходимость использования двух критериев была связана с их взаимным дополнением. Критерий T , базируясь на числе сравниваемых участков, не принимает во внимание число сравнений, выполненных на каждой паре участков, которое может сильно варьировать. В то же время, оперируя со сравнительно небольшими выборками (числом сравниваемых пар участков), он недостаточно мощный для того, чтобы уверенно принять нулевую гипотезу при неверности альтернативной (утверждать наличие сходства при отсутствии различий). Критерий Стьюдента, наоборот, базируется на больших выборках и позволяет рассчитать мощность, достаточную для уверенного принятия нулевой гипотезы. Вместе с тем при его расчете число сравниваемых пар участков не учитывается, и, следовательно, результат может быть смещен не в сторону наиболее часто встречаемого, а в сторону одной пары, содержащей наибольшее число сравниваемых проб.

Таким образом, на первом этапе объединение проводили не по индивидуальным парам участков, а по соседним параметрам. Это означает, что если размерный состав проб с участков, различающихся только по одному параметру, был сходный, то все эти участки объединяли без учета различий между отдельными парами.

Для экономии времени обработки материала было принято допущение, что если для смежных пар участков, различающихся по параметрам n , $n+1$ и $n+1$, $n+2$, размерный состав сходен, то и для пары, различающейся по параметрам n , $n+2$, он также сходен. Например, если размерный состав участков, соответствующих глубинам 800, 900 м и 900, 1000 м, был сходен, то допускалось, что размерный состав участков, соответствующих глубинам 800 и 1000 м, также был сходен, и, следовательно, все три участка можно объединить. Поскольку требования к сходству были достаточно высокими, то такое допущение представляется вполне обоснованным.

Таблица 1. Итоги сравнения размерного состава на участках, относящихся к соседним месяцам одного года и расположенных в одних и тех же координатах в одном и том же диапазоне глубин

Месяцы	n	T	$T_{0,05}$	k	D	t	β	Решение
1–2	8	11	4	619 (540)	0,11	1,88	0,88	Объединить
2–3	20	65	40	1099 (938)	0,07	1,60	0,81	
3–4	12	18	8	1008(759)	0,03	0,69	0,81	
4–5	21	56	40	1005 (586)	0,11	2,11	–	Не объединять
5–6	10	32	8	697(413)	0,08	1,23	0,88	Объединить
6–7	9	6	1	303 (231)	0,40	4,57	–	Не объединять
7–8	24	94	52	763 (312)	–0,06	–0,87	0,87	Объединить
8–9	23	34	52	–	–	–	–	Не объединять
9–10	43	281	171	1206(1048)	0,03	0,68	0,92	Объединить
10–11	44	172	250	–	–	–	–	Не объединять
11–12	28	110	74	1205 (433)	0,00	0,00	0,89	Объединить
12–1	10	5	4	142 (135)	0,06	0,48	0,76	Не объединять (экспертно)

Примечания. n – число сравниваемых пар участков; T – критерий Уилкоксона, рассчитанный как сумма отрицательных рангов; $T_{0,05}$ – критерий Уилкоксона для уровня значимости 0,05; k – число сравнений внутри (между) участков; D – разность между степенью внутреннего и внешнего сходства; t – критерий Стьюдента для разницы между выборочными долями; β – мощность критерия. Полужирным шрифтом выделены критерии, позволяющие не объединять соседние месяцы.

Пример сравнения по одному из параметров – календарным месяцам – приведен в табл. 1. В соответствии с методикой, изложенной выше можно выделить следующие сезоны: январь–апрель, май–июнь, июль–август, сентябрь–октябрь, ноябрь–декабрь.

На *втором этапе* объединение также проводили по соседним параметрам, сравнивая как «старые», не объединенные участки, так и «новые», сформированные за счет объединения. Для каждого из объединенных участков заново пересчитывали степень внутреннего и внешнего сходства с парой, отличающейся только по одному из сравниваемых параметров (широте, долготе, глубине или сезону). Поскольку объединение резко увеличило число сравниваемых пар проб (далее – число сравнений), то негативное влияние смещения в сторону пар с большим числом сравнений на значение

критерия Стьюдента выросло. Это потребовало изменения методики сравнения, которое было выполнено с учетом достоинств каждого из двух критериев. Сравнение по критерию Стьюдента проводили не в один, а в несколько этапов. Вначале всем парам участков, входящим в сравниваемую серию, присваивали ранг, зависящий от объема выборки. Ранг 1 присваивали паре участков, где общее число сравнений для оценки степени внутреннего сходства варьировало от 1 до 5, ранг 2 – от 6 до 10. Дальнейшее ранжирование было связано с мощностью критерия Стьюдента. Ранг 3 присваивали участкам, где число сравнений (суммированное по обоим участкам) не превышало 30. Выбирая данную величину, исходили из того, что при вычислении критерия Стьюдента для оценки различий между степенью внутреннего и внешнего сходства, каждая из которых рассчитана по 30 сравнениям, мощ-

ность критерия согласно формуле (3) равна 0,5. Аналогично рассуждая, ранги 4–8 присваивали участкам, где общее число сравнений не превышало соответственно 50 (мощность 0,6), 100 (0,7), 200 (0,8), 350 (0,85) и 800 (0,90); ранг 9 присваивали участкам, где общее число сравнений было более 800 (табл. 2, столбцы 2, 6).

Далее, аналогично рассуждая, такие же ранги присваивали этим же парам по числу сравнений для оценки степени внешнего сходства (табл. 2, столбцы 4, 7). Затем рассчитывали суммарный ранг, складывая

ранги, присвоенные при определении степени внутреннего и внешнего сходства (табл. 2, столбец 8). В зависимости от суммарного ранга участки сортировали по убыванию, при одинаковых суммарных рангах вначале ставили участки с наибольшим числом сравнений (суммируя сравнения внутри участков и между участками: табл. 2, строки 5–7). При одинаковом числе сравнений выбор делали случайным образом. Замена фактического числа сравнений рангами позволила избежать случайных эффектов, связанных с небольшими различиями в числе сравнений.

Таблица 2. Метод последовательного сравнения выборочных долей на примере участков, относящихся к ноябрю—декабрю и январю—апрелю

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	1956	1325	315	185	9	7	16	—	—	—	—	0,88	3,02	1,96
2	1708	796	183	82	9	6	15	1832	1061	249	134	0,87	1,21	1,96
3	117	16	63	7	6	5	11	1708	796	183	82	0,85	0,39	1,96
4	51	14	40	14	5	4	9	913	406	123	48	0,81	1,06	1,96
5	91	60	14	12	5	3	8	117	60	63	14	0,69	—	—
6	69	15	30	10	5	3	8	104	38	52	13	0,66	—	—
7	38	12	40	11	4	4	8	91	16	40	12	0,62	—	—

Примечание. 1 — номер пары участков, 2 — общее число сравнений внутри участков, 3 — число позитивных сравнений внутри участков, 4 — общее число сравнений между участками, 5 — число позитивных (различия недостоверны) сравнений между участками; 6, 7 — ранги общего числа сравнений внутри участков (6) и между участками (7); 8 — суммарный ранг; 9–12 — медианы выборки из столбцов 2–5 соответственно; 13–15 — мощность (13), расчетное (14) и «табличное» (15) значения критерия Стьюдента.

Методика сравнения заключалась в следующем. Вначале сравнивали участки с наиболее высоким суммарным рангом, рассчитывая величину критерия Стьюдента для разницы выборочных долей и его мощность (табл. 2, столбцы 13–15). Если мощность была менее 0,75, то дальнейшее сравнение прекращали и нулевую гипотезу отбрасывали из-за недостаточного объема выборки (числа сравнений). Если мощность была выше данного значения, то к указанной паре добавляли

следующую, с наиболее близким суммарным рангом. Далее, чтобы избежать смещения оценки, связанной с влиянием большей выборки, для двух пар участков рассчитывали медианные значения числа общих сравнений и позитивных (различия недостоверны) сравнений (табл. 2, столбцы 9–12). По ним рассчитывали внутреннюю и внешнюю степень сходства, величину критерия Стьюдента для разницы выборочных долей и его мощность. Если новая мощность была менее

0,75, то дальнейшее сравнение прекращали¹ и вывод о принятии или отвержении нулевой гипотезы делали на основании предыдущего сравнения. Если новая мощность была больше или равна 0,75, то добавляли следующую (по суммарному рангу) пару и цикл расчетов повторяли. Добавление пар прекращали или после падения мощности ниже 0,75, или после использования всех пар, входящих в серию. По окончании расчетов подсчитывали долю значений критерия Стьюдента, при которых различия были недостоверны. Если их доля была свыше 0,5, то нулевую гипотезу принимали; в противном случае ее отвергали. Так, в данных табл. 2 доля сравнений, где различия недостоверны, составляет 0,75 (в трех случаях из четырех различия недостоверны).

Данный метод, который можно назвать последовательным сравнением обобщенных долей, позволяет, во-первых, уменьшить эффект смещения в сторону пар участков с большим числом сравнений. Во-вторых, он дает возможность использовать мощность критерия при принятии (или отвержении) нулевой гипотезы. В-третьих, метод отражает различия разности между внутренней и внешней степенью сходства на разных парах соседних участков, сравниваемых по одному и тому же параметру.

Вместе с тем, учитывая непараметрический характер T -критерия Уилкоксона, он и на втором этапе оставался приоритетным: если по нему регистрировались достоверные различия (между степенью внутреннего и внешнего сходства), то нулевая гипотеза отвергалась без последовательного сравнения обобщенных долей.

При применении данного подхода по мере укрупнения участков возрастает риск поглощения небольших участков, характеризующихся специфическим размерным составом. Чтобы избежать этой опасности, дальнейшее объединение было решено проводить, объединяя не соседние параметры, а

сами участки. Укрупнение сезонов было прекращено, и в дальнейшем не проводилось.

По результатам сравнения на первом и втором этапах было выделено 104 участка. Перед третьим этапом сравнения они были нанесены на карту-схему (в рамках листа MS-Excel), чтобы определить, какие пары могут сравниваться. К сравнению допускались только те пары, у которых была общая граница по одному из трех параметров: широте, долготе, глубине. Пары, разделенные одним или несколькими участками, а также участками, не содержащими проб, к сравнению не допускались. Поскольку многие участки все еще содержали малое число проб, а задача заключалась в максимально возможном укрупнении участков, то на третьем этапе основное допущение было изменено на противоположное и стало тождественно нулевой гипотезе: размерный состав всех участков сходен. При данном подходе для принятия нулевой гипотезы было достаточно отсутствия достоверных различий между внутренней и внешней степенью сходства, независимо от мощности критерия.

Для облегчения работы по сравнению к каждой строке развернутой матрицы (см. выше) было добавлено по два номера участков, на которых были собраны сравниваемые пробы. Все значения параметров, кроме года, (сезон, широта, долгота, глубина) были перекодированы в соответствии с новыми диапазонами, выделенными на этапах 1–2. Дальнейшее сравнение заключалось в выборе соседних (согласно карте-схеме) участков с помощью опции «Фильтр» и расчета внутренней и внешней степеней сходства при одних и тех же параметрах. Методика расчета была такой же, как на первых двух этапах.

После перебора всех вариантов выбирали пару наиболее сходных участков. При выборе руководствовались следующей системой приоритетов.

1. Отсутствуют различия по критерию T , и сходство доказано методом последовательного сравнения выборочных долей. При наличии нескольких пар, удовлетворяющих данным условиям, выбирали ту, где доля

¹При значениях, близких, но меньших, чем 0,75, расчеты лучше продолжать до тех пор, пока мощность не станет устойчиво ниже 0,75.

позитивных сравнений (табл. 2) была максимальной. Если и здесь оказывалось несколько пар, удовлетворяющих заданным условиям, то выбирали ту, где число сравниваемых участков было максимальным. При равном числе участков выбирали ту пару, где медианная мощность (рассчитываемая только для позитивных сравнений) была максимальной.

2. Отсутствуют различия по критерию T и сходство доказано ($\beta \geq 0,75$) на основе объединенного (без учета числа сравниваемых пар) значения критерия Стьюдента. При наличии нескольких пар, удовлетворяющих данным условиям, выбирали ту, где число сравниваемых участков больше. При равном числе участков выбирали ту пару, где мощность критерия была выше.

3. Отсутствуют различия по критерию T и объединенному критерию Стьюдента, но мощность недостаточна, чтобы доказать сходство. При наличии нескольких пар, удовлетворяющих данным условиям, руководствовались теми же принципами, что и в п. 2. При равной мощности выбирали пару, характеризующуюся минимальной разностью между внутренней и внешней степенью сходства.

4. Расчет критерия Стьюдента невозможен. В эту группу входили участки, для которых было невозможно рассчитать внутреннюю степень сходства.

После объединения выбранной пары в новый участок процедуру повторяли, но число участков было соответственно на один меньше, а степень внутреннего и внешнего сходства между новым и соседними участками пересчитывали.

На заключительном этапе были сопоставлены участки, разделенные пустыми (не содержащими проб) участками. В основном это касалось различий по глубине и реже — по долготе. Число промежуточных пустых участков по глубине должно было быть не больше двух, по долготе — не больше одного. По широте наличие пустых участков не было основанием для сравнения.

Типизация размерной структуры. Для выявления типов размерной структу-

ры были использованы пробы, содержащие не менее 20 измеренных особей. Ввиду их большого числа использовали алгоритм серийной обработки, когда последовательно обрабатывается несколько массивов, а после выделения проб, относящихся к одному (или нескольким) из типов размерной структуры из оставшихся проб — остаточного массива, выделяются остаточные группы проб со сходным размерным составом (Буяновский, Поляков, 2007). При расчете для самок был задан размерный шаг 10 мм, для самцов — 5 мм. Весь алгоритм автоматизирован и реализован в модуле «Изменчивость размерного состава» геоинформационного программного обеспечения «Картмастер 4.1» (Картмастер 4.1, 2009).

По результатам обработки было выделено 18 типов размерной структуры и 16 остаточных групп. Каждой пробе был присвоен соответствующий код: номер типа, если проба относилась к одному типу; номер остаточной группы, если проба относилась к одной из остаточных групп; номера нескольких типов или остаточных групп, если пробу можно было отнести к нескольким типам или остаточным группам; 0, если пробу нельзя было отнести ни к одному типу и ни к одной остаточной группе.

Сравнительно большое число иногда очень похожих (хотя и статистически различающихся) распределений сильно затрудняет интерпретацию результатов. Поэтому для дальнейшего уменьшения числа распределений усредненные частоты каждого типа и остаточной группы (рассчитываются автоматически в модуле «Изменчивость размерного состава») были собраны в новый массив, из которого удалили частоты, относящиеся к самкам и самцам с шириной карапакса (ШК) менее 40 мм. Новый массив был проанализирован с помощью иерархического кластер-анализа, где в качестве меры близости использовали коэффициент корреляции, вычтенный из 1, а в качестве стратегии объединения — метод Уорда. Обработку выполняли с помощью ПО «STATISTICA». По результатам анализа, используя метод «скачка» (опция и

описания содержатся в ПО), было выделено 9 кластеров (рис. 2), каждый из которых содержал от одного до четырех типов размерной структуры и от одной до трех остаточных групп. Чтобы отличать их от типов размерной структуры, в дальнейшем будем называть их *типами распределения (размеров самцов)*. После кластеризации все типы распределения были пронумерованы в соответствии с модальными размерами — номер 1 был присвоен типу с минимальным модальным размером, номер 9 — с максимальным модальным размером. Единственному типу с бимодальным распределением был присвоен номер 6, поскольку по меньшему модальному размеру он мог быть отнесен к типу 4, а по большему — к типу 8. После нумерации все пробы были перекодированы: пробам, относящимся к одному типу распределения, был присвоен соответствующий номер, к нескольким типам — номера этих типов. Пробам, не относящимся ни к одному из типов, был оставлен код 0.

На заключительном этапе был рассчитан размерный состав каждого типа, а также размерный состав промежуточных типов — проб, относящихся к двум соседним

типам. Для этого был использован массив, где размерный состав каждой пробы был сгруппирован с шагом 10 и 5 мм (для самок и самцов соответственно) и стандартизирован до 150 экз. (см. выше). Далее с помощью опции «Фильтр» (ПО «MS-Excel») из общего массива выделяли пробы, чьи коды соответствовали одному из основных или промежуточных типов распределения. Их усредненный размерный состав соответствовал размерному составу выделенного типа распределения. Размерный состав проб, относящихся к отдаленным (не соседним) типам или более чем к двум типам, не рассчитывали. Всего к девяти выявленным типам распределения было отнесено 53% проб и еще 33% — к промежуточным типам. Для дальнейших сравнений использовали частоты, относящиеся к самцам ШК ≥ 40 мм.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Контрольные полигоны. На первом этапе объединения первичных участков были выделены диапазоны глубин 600—< 800, 800—< 1000, 1000—< 1300 и 1300—< 1400 м. Для широты были выделены районы от 39°30' до 40°30' и от 42°30' до 43°30' с.ш. Для долготы — от 136°30' до 137°30', от 137°30' до 138°30', от 139°30' до 140°30' в.д. Остальные диапазоны глубин, параллелей и меридианов остались неизменными. Для месяцев были выделены диапазоны в соответствии с табл. 1. Участки, относящиеся к декабрю текущего и январю следующего года, несмотря на соответствие требованиям, были (экспертным решением) оставлены разделенными для проверки на следующем этапе.

По результатам сравнения на втором этапе был выделен сезон ноябрь—апрель, диапазоны глубин 500—< 1300 и 1300 < 1500 м. Для широты были выделены районы от 44°00' до 45°00' и от 45°00' до 46°30' с.ш. Для долготы — от 134°00' до 134°30' и от 139°00' до 140°30' в.д. Остальные сезоны, диапазоны глубин, параллелей и меридианов остались неизменными.

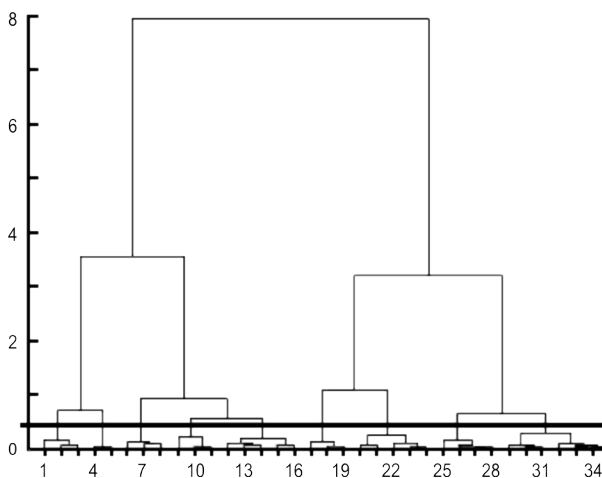


Рис. 2. Дендрограмма сходства размерного состава типов и остаточных групп, выделенных для краба-стригуна красного. По оси абсцисс — сквозная нумерация сравниваемых типов и групп; по оси ординат — расстояние связи; (—) — расстояние, для которого было выделено 9 кластеров.

Итоговая схема по результатам третьего этапа показана на рис. 3. В целом было выделено 28 участков в пространстве — контрольных полигонов — и 4 участка во времени — контрольных сезонов, один из которых включал 2 месяца текущего и 4 месяца следующего года.

Несмотря на прямоугольность, связанную с методикой первичной разбивки, по-

лигоны вполне отчетливо отражают особенности распределения краба по акватории. В качестве самостоятельных полигонов (рис. 3, а) выделяются банка Кита-Ямато (полигоны 5 и 1) и гора Петра Великого (полигон 55). На самой банке Кита-Ямато (рис. 3, б) выделяется ядро (полигон 5 — 327 проб) и периферическая часть, занимающая западный склон (полигон 1 — 4 пробы).

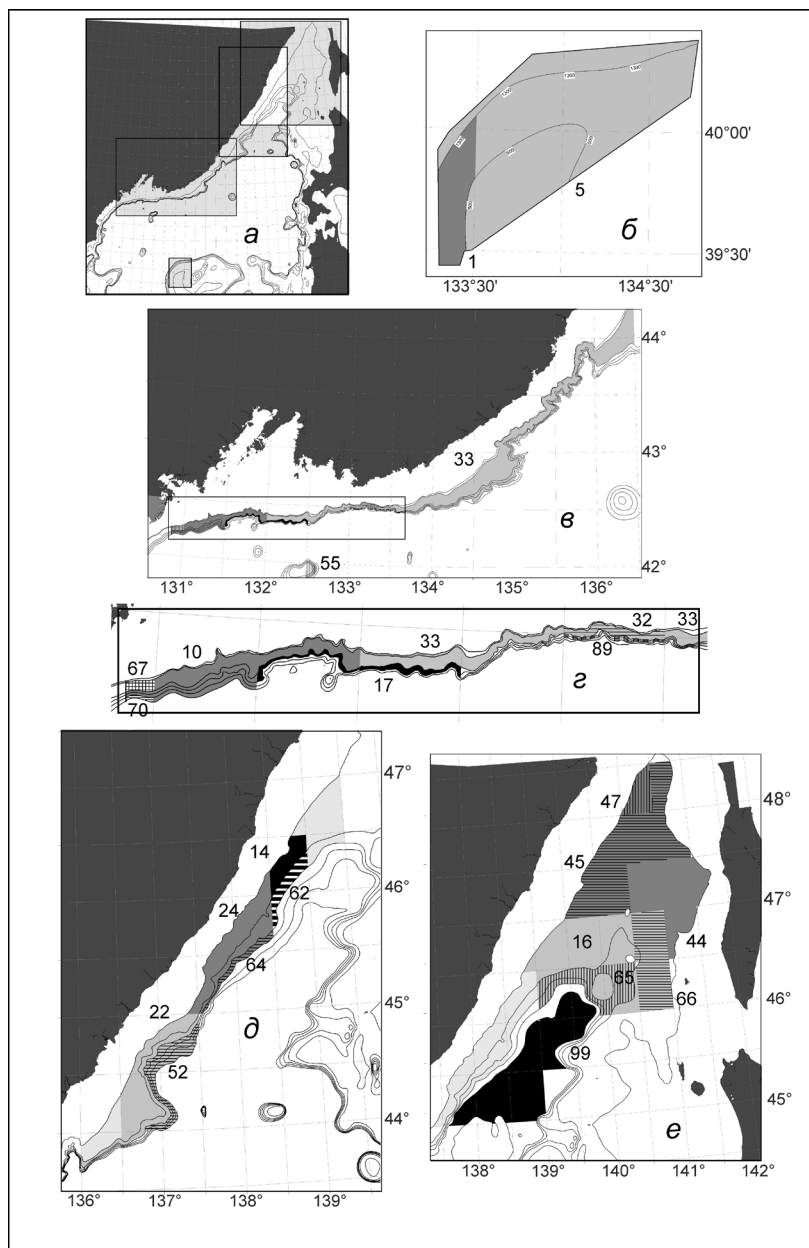


Рис. 3. Контрольные полигоны (номера указаны цифрами), выделенные для поселений краба-стригуна красного в границах исключительной экономической зоны России: а — область распространения (прямоугольниками показаны области врезок б—в, д—е); б — банка Кита-Ямато; в, з — южные полигоны; д — центральные полигоны; е — северные полигоны и глубоководный (№ 99) полигон.

На склоне залива Петра Великого (рис. 3, в) можно выделить как минимум четыре полигона. В западной части располагается небольшой по площади полигон 67 (10 проб), далее следует обширный полигон 10 (80). Восточную часть склона захватывает западная часть обширного полигона 33 (456), который занимает Преображенские свалы и заканчивается по меридиану $136^{\circ}30'$ в.д. Снизу располагаются глубоководные полигоны 70 (1700–1900 м, 4 пробы), 17 (1300–1600, 11) и 89 (1300–1600, 2). Кроме того, в районе между $133^{\circ}00'$ до $133^{\circ}30'$ в.д. к северу от $42^{\circ}30'$ с.ш. глубже 500 м выделяется полигон 32 (5).

Далее начинается область полигонов, содержащих наибольшее число проб (рис. 3, д). К северо-востоку от полигона 33 располагается полигон 22 (600–1600 м, 558 проб), подстилаемый полигоном 52 (глубины 1500–1800, 5). К северу от $42^{\circ}00'$ с.ш. начинается аналогичная пара полигонов 24 (600–1500, 694) и 62 (1500–1600, 3). К востоку от $138^{\circ}30'$ в.д. располагается пара полигонов 14 (500–1300, 336) и 64 (1300–1500, 119). Далее, к северу от $46^{\circ}30'$ с.ш. и к востоку от $139^{\circ}00'$ в.д. (рис. 3, е), выделяются полигоны 16 (500–1500, 403) и 65 (1300–1500, 60). Глубоководная котловина (1700–2100 м) занята полигоном 99 (15 проб).

К северу от $47^{\circ}00'$ с.ш., в западной части Татарского пролива, последовательно на север располагаются полигоны 45 (500–1300 м, 299 проб) и 47 (500–900, 9), а в восточной части пролива — полигоны 66 (500–1500, 153) и 44 (500–1300, 180). Северная граница самого северного полигона (47) располагается напротив материкового м. Песчаный ($48^{\circ}30'$ с.ш.).

Таким образом, на долю полигонов, расположенных в диапазоне глубин 500–1300 м, (№ 5, 10, 14, 16, 22, 24, 33, 44, 45, 46) приходится 94% всех собранных проб, и при анализе многолетней динамики запаса основное внимание следует уделять именно им. Вместе с тем для установления функциональной структуры популяции данные по

глубоководным полигонам (с малым числом проб) могут оказаться весьма полезными.

Контрольные полигоны и промысловые районы. При сопоставлении границ выделенных полигонов и основных промысловых районов в экономической зоне России (Мирошников, Буяновский, 2015) основное их отличие заключается в батиметрическом разделении полигонов, связанном с особенностями размерного состава на разных глубинах.

Как и следовало ожидать, совпадение границ отмечено для банки Кита-Ямато, где размерный состав крабов несколько отличается от материкового склона (Мясников, Архипов, 2004). Промысловый район 1 (здесь и далее номера промысловых районов даны по: Мирошников, Буяновский, 2015), включающий акваторию залива Петра Великого, содержит полигоны 67, 10 и восточную часть полигона 33. На акватории района 2 располагается полигон № 33, северная граница которого (около $44^{\circ}00'$ с.ш.) захватывает часть района 3. При этом характерно, что многолетняя динамика промысловых уловов в районах 2–3 была сходной (Мирошников, Буяновский, 2015). Северная граница промыслового района 3 совпадает с границей полигона 22 ($45^{\circ}00'$ с.ш.); также весьма близки северные границы района 4 и полигона 24 (около $46^{\circ}00'$ с.ш.). Акватория наиболее важного в промысловом отношении района 5 практически совпадает с полигонами 14 и 64. В северной части акватории районов 6–8 совпадают с границами полигонов 16, 65, 66, 44, 45, 47, но при индивидуальном сопоставлении есть небольшие отличия. Они связаны с тем, что северная граница между полигонами 16 и 45 проходит на 30 минут южнее границы между районами 6 и 7, а также с наличием административной границы между зонами ответственности территориальных управлений Приморья и Сахалина, которая проходит вдоль $141^{\circ}00'$ в.д.

Таким образом, несмотря на большее разнообразие, связанное с тем, что размерный состав намного более информативен, чем сведения о величине промысловых уловов,

границы основных полигонов и промысловых районов весьма близки.

Типы распределения размеров. Одним из необходимых условий установления функциональной структуры популяции является выяснение зависимости между размером и возрастом (Буяновский, 2004). Японские исследователи (Maeda, Ushiyama, 2011) выделили у самцов 10 модальных классов — 6,4; 9,3; 13,0; 17,6; 24,2; 33,0; 43,9; 56,6; 72,4 и 88,8 мм, соответствующих возрасту 3–12 линек. По мнению авторов, последующий прирост за линьку составляет 16 мм. Если считать, что границы между возрастными классами проходят посередине между модальными размерами, то (с учетом размерного шага в 5 мм) можно условно выделить следующие размерно-возрастные группы: до 80 мм (11 линек), 80–99 мм (12); 100–119 мм (13), 120–134 мм (14) и от 135 мм (15).

Для того чтобы в выделенных типах распределения (рис. 4, табл. 3) выявить доминирование какой-либо из указанных возрастных групп, данные табл. 3 были обработаны с помощью кластер-анализа при той же мере сходства и стратегии объединения, что и ранее. По результатам было выявлено пять кластеров. К первому кластеру относились типы распределения 1, 2, 3 и промежуточные между типами 1, 2 и 2, 3. Во всех этих типах доми-

нировали особи ШК 80–99 мм. Ко второму кластеру относились типы 4, 5, 6 и промежуточные между 3, 4, 4, 5 и 5, 6. Здесь доминировали крабы ШК 100–119 мм. К третьему кластеру относились тип 7 и промежуточный между типами 6, 7. В отличие от остальных кластеров здесь доминирование разделили две группы — ШК 100–119 и 120–134 мм. В четвертый кластер вошли тип 8 и промежуточный между 7, 8. Здесь доминировали крабы ШК 120–134 мм. И, наконец, в пятый кластер вошли типы 9 и промежуточный 8, 9, где доминировали особи ШК от 135 мм.

Каждый тип распределения показывает, какие скопления могут формировать крабы разного возраста. На основании полученных данных можно утверждать, что большинство скоплений формируют крабы одного возраста, и только самцы возраста 13 и 14 линек могут формировать смешанные скопления.

Разнообразие типов размерного распределения, многообразие полигонов, сходство их границ с границами промысловых районов — все это указывает на наличие закономерностей в пространственно-временной изменчивости распределения и размерного состава, связанных с функциональной структурой популяции. Решению задачи по ее установлению мы планируем посвятить следующую статью.

Таблица 3. Доля размерно-возрастных групп самцов краба-стригуна красного в разных типах размерного распределения, %

Размеры, мм	1	1-2	2	2-3	3	3-4	4	4-5	5	5-6	6	6-7	7	7-8	8	8-9	9
< 80	39	29	18	13	9	4	2	2	1	2	3	1	1	0	0	0	0
80–99	53	57	58	57	44	35	29	20	15	19	25	13	6	4	3	4	4
100–119	7	14	21	27	37	48	56	58	61	45	35	39	39	25	16	18	7
120–134	0	1	2	3	8	11	10	17	21	26	25	32	40	45	47	30	27
≥ 135	0	0	0	1	1	2	3	3	3	9	12	14	14	25	33	49	62
Кластер			1						2			3		4		5	

Примечание. Основные типы указаны цифрами; промежуточные — через дефис. Кластеры указывают объединения на основе кластер-анализа.

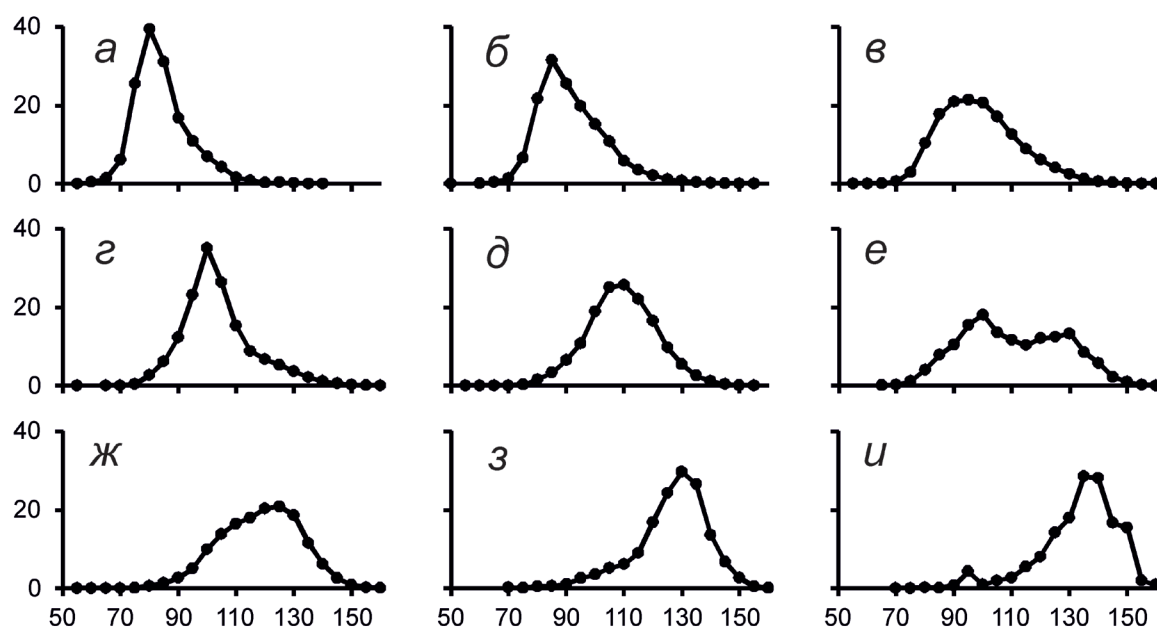


Рис. 4. Основные типы распределения (1–9) размеров самцов краба-стригуна красного (а–и). По оси абсцисс – ширина карапакса (мм), указаны нижние границы размерных классов; по оси ординат – встречаемость, приведенная к выборке 150 экз.

Сложность и многоступенчатость метода районирования, предлагаемого в данной работе, во многом связаны с необходимостью экономить время при обработке больших массивов данных. При наличии соответствующего ПО, алгоритм которого уже существует, обработка займет значительно меньше времени, а границы будут более точно отражать наблюдаемые различия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

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

Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1965. 464 с.

Буйановский А.И. Пространственно-временная изменчивость размерного состава в популяциях двустворчатых моллюсков,

морских ежей и десятиногих ракообразных. М.: Изд-во ВНИРО, 2004. 306 с.

Буйановский А.И. Функциональная структура популяций морского бентоса // Тез. докл. X съезда гидробиол. о-ва РАН. Владивосток: Дальнаука, 2009. С. 60–61.

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

Буйановский А.И., Мирошников В.В. Исследование краба-стригуна красного *Chionoecetes japonicus* (Decapoda, Majidae) в Японском море. 1. Разработка алгоритма расчета индексов плотности для сравнения многолетних данных // Вопр. рыболовства. 2014. Т. 15. № 4. С. 450–465.

Буйановский А.И., Огурцов А.Ю. Методика оценки влияния разных ловушек на размерный состав крабов // Там же. 2009. Т. 10. № 1(37). С. 161–171.

Буйановский А.И., Поляков А.В. Анализ изменчивости размерного состава с помощью программ «Изменчивость размер-

- ного состава» и «Картмастер» — новые возможности // Тез. докл. «Математическое моделирование и информационные технологии в исследованиях биоресурсов Мирового океана». Владивосток: ОИТ ТИНРО-центра, 2007. С. 25–27.
- Виноградов Л.Г. О механизме воспроизводства запасов камчатского краба (*Paralithodes camtschatica*) в Охотском море у западного побережья Камчатки // Тр. ВНИРО. 1969. Т. 65. С. 337–344.
- Демин А.Н. Результаты исследования японского краба-стригуна (*Chionoecetes japonicus*) в батии центральной части Японского моря // Изв. ТИНРО. 2015. Т. 180. С. 65–76.
- Карасев А.Н. Краб-стригун *Chionoecetes orilio* северной части Охотского моря: особенности биологии, запасы, промысел: Автореф. дис. ... канд. биол. наук. М.: ВНИРО, 2009. 24 с.
- Картмастер 4.1: руководство пользователя М.: ВНИРО, 2008. 183 с.
- Клитин А.К. Камчатский краб у берегов Сахалина и Курильских островов: биология, распределение и функциональная структура ареала. М.: Нацрыбресурсы, 2003. 253 с.
- Клитин А.К., Абрамова Е.В., Чумаков Д.Е. О функциональной структуре колючего краба у южных Курильских островов // Тр. СахНИРО. 2010. Т. 11. С. 26–39.
- Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высш. шк., 1990. 352 с.
- Мирошников В.В., Буяновский А.И. Исследование краба-стригуна красного *Chionoecetes japonicus* (Decapoda, Majidae) в Японском море. 3. Состояние и перспективы промысла // Вопр. рыболовства. 2015. Т. 16. № 2. С. 207–219.
- Мясников В.Г., Архипов А.А. Глубоководный «красный» краб-стригун японского Японского моря // Рыб. хоз-во. 2004. №5. С. 45–49.
- Низяев С.А. Биология равношипного краба *Lithodes aequispinus* Benedict у островов Курильской гряды: Автореф. дис. ... канд. биол. наук. М.: ИПЭЭ РАН, 2003. 25 с.
- Первеева Е.Р. Распределение и биология краба-стригуна опилио *Chionoecetes orilio* (Fabricius, 1788) в водах, прилегающих к острову Сахалин: Автореф. дис. ... канд. биол. наук. М.: ВНИРО, 2006. 24 с.
- Родин В.Е. Пространственная и функциональная структура популяций камчатского краба // Изв. ТИНРО. 1985. Т. 110. С. 86–97.
- Слизкин А. Г. Некоторые черты биологии и проблемы рационального использования глубоководного краба-стригуна *Chionoecetes japonicus*: Автореф. дис. ... канд. биол. наук. Владивосток: ТИНРО-Центр, 2008. 25 с.
- Слизкин А. Г., Кобликов В. Н. Некоторые черты биологии и особенности промысла японского краба-стригуна (*Chionoecetes japonicus*): обоснование промысловой меры // Вопр. рыболовства. 2010. Т. 11. № 3 (43). С. 428–441.
- Maeda T., Uchiyama I. Growth of beni-zuwai crab *Chionoecetes japonicus* under rearing condition with deep-sea water // Aquabiol. Kaiyo Seibutsu. 2011. V. 33. № 6. P. 575–579.
- Yosho I., Hirose T., Shirai S. Bathymetric distribution of beni-zuwai crab *Chionoecetes japonicus* in the northern part of the Sea of Japan // Fish. Sci. 2010. V. 74. № 6. P. 1417–1429.
- Yosho I., Shirai S. Bathymetrical distribution and migration of *Chionoecetes japonicus* at the northeastern part of Yamato bank, the Sea of Japan // Nippon Suisan Gakkaishi. 2007. V. 73. № 4. P. 674–683.

**RESEARCHES OF THE RED SNOW CRAB *CHIONOECETES JAPONICUS*
(DECAPODA, MAJIDAE) IN THE SEA OF JAPAN. 4. DIVISION OF THE AREA
BY SIZE STRUCTURE VARIABILITY ANALYSIS**

© 2016 y. A.I. Buyanovsky, V.V.Miroshnikov*

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

**Pacific Fisheries Research Center, Vladivostok, 690950*

Application of original methods of size structure comparison allowed to divide the area occupied by red snow crab in the Russian part of the Sea of Japan into 28 polygons. The spatial differences in size structures of the samples got within a polygon are proposed to be insignificant. The absolute majority of samples (94%) were collected on 10 polygons which are situated on the Kita-Yamata Bank and the continental slope. The upper and lower isobaths which limit the main polygons vary from 400 to 600 and from 1300 to 1800 m respectively. The polygon with the largest catches of males and females with CW 70–90 mm is situated deeper than 1700 m to the north of 45°N. Nine main types of size distribution differed by modal size classes were defined. It is suggested that males aggregations are formed presumably by one (rarely two) age group. Also 4 seasons which may be considered as “temporary polygons” were defined.

Keywords: *Chionoecetes japonicus*, Sea of Japan, size structure, spatial distribution, density index.