

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ РЫБОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 574.587: 574.62

ИССЛЕДОВАНИЕ КРАБА-СТРИГУНА КРАСНОГО *CHIONOECETES JAPONICUS* (DECAPODA, MAJIDAE) В ЯПОНСКОМ МОРЕ. 1. РАЗРАБОТКА АЛГОРИТМА РАСЧЕТА ИНДЕКСОВ ПЛОТНОСТИ ДЛЯ СРАВНЕНИЯ МНОГОЛЕТНИХ ДАННЫХ

© 2014 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 13.03.2014

Для популяции краба-стригуна красного *Chionoecetes japonicus* в Японском море разработана методика унификации данных по уловам на усилие, обработанных в 1992–2010 гг. разными методами. При отсутствии эмпирических данных расчетные значения индекса плотности (ИПр, экз. на ловушку) промысловых самцов можно получить из их коммерческих уловов (КУ, кг на ловушку) с помощью уравнения:  $ИПр = 0,04 \times (КУ)^2 + 0,891 \times (КУ)$ . Связь между эмпирическими (ИПэ) и расчетными (ИПр) значениями индекса плотности описывается уравнением  $ИПр' = 0,893 \times ИПэ + 0,514$ . Индекс плотности непромысловых группировок восстанавливается по размерно-половому составу пробы. При диапазоне застоя 2–15 сут. данный фактор не оказывает существенного влияния на индекс плотности. **Ключевые слова:** *Chionoecetes japonicus*, улов на усилие, индекс плотности, застой, Японское море.

ВВЕДЕНИЕ

Краб-стригун красный *Chionoecetes japonicus* (Rathbun, 1932) занимает важное место в крабовом промысле Дальнего Востока (Слизкин, Кобликов, 2006, 2010). По данным специалистов ФГУП «ТИНРО-Центр», в 2001–2011 гг. ежегодный отечественный вылов варьировал от 2,3 до 10,4 тыс. т при общем допустимом улове (ОДУ) в 9–16 тыс. т. Промыслово-биологические исследования начаты в 1988 г., когда японский флот вел промысел на банке Кито-Ямато в исключительной экономической зоне СССР. Материалы 1988–1990 гг. пока недоступны, так как бумажные архивы еще не найдены, а на электронных носителях они не хранились. Первая достоверная

информация, когда на японских судах работали сотрудники ТИНРО-Центра, была собрана в декабре 1991 г. на траверзе б. Соколовская (42°50' с.ш.) на глубинах 200–1000 м. С этого времени исследования выполнялись практически ежегодно, кроме 2006 г.

Необходимым условием хорошего информационного обеспечения прогноза (Бабаян, 2000) является сравнимость данных, собранных в разные годы. Для этого их сбор и первичная обработка должны выполняться по единой методике. Поскольку все эти годы краба добывают коническими ловушками японского образца, собранными в порядке (по 150–200 ловушек), то методику сбора можно считать единой<sup>1</sup>. Эти же порядки являются и единственным средством количественного уче-

<sup>1</sup> В некоторых рейсах размер ячеи отличался от промыслового (60 мм от узла до узла). Влияние этих ловушек на уловы и размерный состав будет рассмотрено отдельно в одной из следующих статей.

та, так как работа донными тралами на крутых свалах (500—1000 м), где расположены основные скопления краба, малоэффективна.

Первичная обработка данных, напротив, в разные годы была различной. В 1990-е гг. научный сотрудник решал две задачи: регистрировал коммерческий улов с порядка, выраженный в килограммах, и брал определенное число крабов (выборку) на биологический анализ. Число ловушек, из которых брали выборку, как правило, не считали, но всегда указывали их число в порядке. В 2000-е гг. на одних судах работы выполняли по данной методике, на других научные сотрудники дополнительно указывали число ловушек, из которых брали выборку для биологических анализов. Кроме того, в 2000-е гг. было выполнено несколько рейсов, когда коммерческий вылов не регистрировали и сотрудник указывал только число ловушек, из которых брали пробы на биологический анализ. Таким образом, первичный материал содержит три группы данных, где улов на ловушку рассчитан: по величине коммерческой продукции; по объему выборки, взятой для биологических анализов; обоими методами.

При анализе пространственного распределения и динамики популяции во времени плотность (или отражающее ее индекс число крабов в ловушке) по сравнению с биомассой или величиной коммерческой продукции является наиболее точным показателем. Только через плотность можно дать интерпретацию наблюдаемого соотношения размерно-половых и размерно-функциональных группировок. При знании размерного состава и размерно-весовых характеристик от плотности всегда можно перейти к биомассе и далее — к промысловым уловам. Следовательно, цель настоящей работы можно определить как разработку единой методики для оценки *индекса плотности* (улова на ловушку, выраженного в экземплярах) по данным, полученным в разные годы и обработанным разными способами. Учитывая специфику собранного материала, основная задача заключается в разработке алгоритма расчета индекса плотности по данным о коммерческих уловах.

Одним из факторов, обуславливающих неопределенность в оценках индекса плотности, является время экспозиции ловушек в море — застой. Неопределенность может быть связана с длительностью заполнения ловушки, волнообразным характером подходов краба к ловушке, постепенным затуханием действия приманки. Для корректного сравнения уловов застой ловушек должен быть одинаковым и сравнительно коротким (чтобы отразить «мгновенную» обстановку, как при траловой съемке). Однако при сборе проб в режиме промысла застой сильно варьирует, и выбор какого-то одного срока неизбежно приведет к отбрасыванию значительной части материала. Следовательно, еще одну задачу данной работы можно определить как выбор такого *диапазона* застоя, чтобы в его границах влиянием данного фактора на уловы можно было бы пренебречь.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В качестве исходных данных были использованы материалы ТИНРО-Центра, полученные в 83 рейсах за 1991—2010 гг. (табл. 1), которые охватили практически весь материковый склон Российской Федерации, населенный данным видом. При дальнейшей обработке для увеличения объема выборки данные четырех рейсов, собранные в один год одним и тем же наблюдателем, были объединены в два рейса (далее — № 63—64, 72—73).

Всю совокупность данных можно разделить на три типа (табл. 1): группа I — рейсы, для которых имеются данные только по коммерческому вылову; группа II — рейсы, где наряду с данными по коммерческому вылову есть сведения о числе ловушек, из которых брали пробы для биологических анализов; группа III — рейсы, для которых нет данных по коммерческому вылову, а есть сведения о числе ловушек, из которых брали пробы для биологических анализов. Очевидно, что для разработки алгоритма расчета индекса плотности через данные о коммерческих уловах можно использовать только

**Таблица 1.** Исходные данные по крабу стригуну красному, собранные в Японском море

Рейс №	Судно	Год	Сроки работы*	Число проб			Застой, сут.*	Координаты района, с.ш. — в.д. *	Тип данных
				общее	БА	«0»			
1	Fukuo-68	1991	07.12–20.12	26	6	15	2–10	42°44'-43°01'; 134°26'-134°46'	I
2	Sinsei-28	1992	29.08–29.10	90	82	0	2–14	39°53'-40°12'; 133°54'-134°41'	I
3	Seisho-68	1992	01.09–01.11	132	58	0	1–10	39°46'-40°10'; 133°26'-134°25'	I
4	Fukuo-68	1992	13.09–07.11	100	19	8	3–141	44°02'-46°41'; 136°11'-139°31'	I
5	Коее-38	1992	15.09–25.10	54	33	0	н.д.	40°08'-40°21'; 133°50'-134°44'	I
6	Sinsei-28	1992	30.10–19.12	60	26	0	2–11	39°54'-40°13'; 133°55'-134°42'	I
7	Seisho-68	1992	15.11–22.12	56	47	3	н.д.	39°00'-40°12'; 133°33'-134°46'	I
8	KS-9416	1992	15.12–25.12	8	7	0	3–7	42°11'-42°18'; 130°59'-131°07'	I
9	KS-9417	1992	17.12–25.12	7	4	0	3–8	42°18'-42°19'; 131°17'-131°20'	I
10	Fukuo-68	1992	19.12–21.12	32	5	7	1–4	42°45'-42°49'; 134°45'-134°57'	I
11	Свердлово	1993	21.01–01.05	66	66	0	4–32	42°31'-43°37'; 134°00'-136°01'	I
12	KS9501	1993	02.02–19.02	27	21	0	1–7	42°12'-42°21'; 131°06'-131°32'	I
13	KS9418	1993	12.03–26.03	14	12	0	1–5	41°34'-42°34'; 132°18'-134°03'	I
14	Fukuo-68	1993	13.06–11.07	44	42	0	н.д.	43°51'-45°37'; 135°59'-138°04'	I
15	Скородум	1993	15.07–17.07	4	4	0	5–8	42°46'-43°52'; 134°48'-135°02'	I
16	Rese	1993	28.07–21.09	147	89	13	н.д.	45°31'-48°11'; 138°01'-141°07'	I
17	Fukuo-68	1993	23.08–22.10	81	79	0	н.д.	43°57'-45°39'; 136°28'-138°08'	I
18	Hyosi-2	1993	23.09–30.11	123	112	12	2–20	39°27'-40°14'; 133°18'-134°26'	I
19	Скородум	1993	15.10–16.12	33	33	0	2–26	42°25'-42°55'; 134°32'-135°02'	I
20	Fukuo-68	1993	31.10–20.12	80	48	14	н.д.	43°52'-44°19'; 136°04'-136°55'	I
21	Kasima-25	1993	16.11–19.12	47	16	2	2–10	44°20'-45°02'; 136°44'-137°26'	I
22	Koie-15	1993	04.11–19.12	71	45	0	1–19	42°31'-43°14'; 133°52'-135°01'	I
23	KS9420	1993	17.12–19.02	35	28	0	1–7	42°11'-42°21'; 131°02'-131°37'	I
24	Fukuo-68	1994	21.06–24.08	84	79	0	н.д.	42°34'-45°12'; 134°04'-138°00'	I
25	Fukuo-68	1994	18.10–08.12	57	69	0	3	43°47'-45°26'; 136°00'-137°49'	I
26	Скородум	1994	04.11–24.12	59	47	0	3–13	43°59'-44°16'; 136°34'-137°56'	I
27	Bera <sup>1</sup>	1995	17.02–27.03	61	29	0	н.д.	44°47'-45°43'; 137°00'-138°12'	I
28	КНА <sup>2</sup>	1995	25.02–27.05	89	86	0	1–23	41°55'-42°51'; 131°34'-134°53'	I
29	Bera <sup>1</sup>	1995	11.06–29.07	74	60	0	1–14	44°54'-46°15'; 137°13'-138°48'	I
30	Kasima-25	1995	13.06–28.06	21	20	0	2	44°55'-45°39'; 137°28'-138°05'	I
31	Bera <sup>1</sup>	1995	22.08–05.10	62	57	0	1–14	46°02'-46°28'; 138°35'-139°11'	I
32	КНА <sup>2</sup>	1995	06.09–27.10	78	62	0	1–22	42°21'-43°59'; 132°00'-136°26'	I
33	Eidzu-8	1995	07.09–22.10	68	43	0	н.д.	44°32'-45°27'; 136°58'-137°56'	I
34	Kasima-25	1995	07.09–07.11	78	44	0	1–10	44°20'-45°45'; 136°46'-138°23'	II
35	Коее-38	1995	08.09–31.10	59	96	0	1–18	43°48'-45°30'; 136°09'-137°54'	I
36	Коее-81	1995	16.09–15.10	25	23	0	1–18	43°48'-45°28'; 136°09'-137°52'	I
37	Коее-8	1995	27.09–05.11	53	27	0	1–10	44°44'-45°27'; 136°56'-137°56'	I
38	Коее-81	1995	06.11–19.11	57	16	0	7–24	44°09'-44°50'; 136°27'-137°05'	I
39	Eidzu-8	1995	07.11–21.12	73	59	0	1–15	44°42'-45°28'; 136°49'-137°56'	I
40	Коее-68	1995	11.11–21.12	57	57	0	2–15	42°51'-44°55'; 134°54'-137°23'	I
41	Коее-8	1995	13.11–19.12	51	29	0	3–16	44°42'-45°18'; 136°49'-137°47'	I
42	Kasima-25	1995	18.11–16.12	42	29	0	1–72	43°55'-45°45'; 136°30'-138°18'	I
43	Bera <sup>1</sup>	1996	14.12–20.04	150	137	0	1–79	46°07'-46°31'; 138°35'-139°06'	I
44	КНА <sup>2</sup>	1996	25.02–16.05	98	69	0	1–42	45°32'-46°33'; 137°56'-139°21'	I
45	Скородум	1996	22.04–26.06	183	105	0	1–17	45°36'-46°04'; 138°04'-140°34'	I
46	Bera <sup>1</sup>	1996	02.07–19.12	222	160	0	2–76	45°44'-46°30'; 138°16'-139°14'	I
47	КНА <sup>2</sup>	1996	21.07–31.10	144	140	0	1–68	44°16'-46°34'; 136°46'-140°03'	I
48	Скородум	1996	23.09–21.12	73	55	0	2–16	45°40'-46°05'; 138°11'-138°35'	I

Табл. 1. Окончание

49	Скородум	1997	24.04–30.06	110	105	0	1–33	45°21'–46°45'; 138°04'–138°36'	I
50	Вега <sup>1</sup>	1997	21.08–21.12	199	88	0	2–43	46°08'–46°39'; 138°38'–139°15'	I
51	Скородум	1997	08.10–30.11	79	59	0	2–19	44°20'–45°45'; 136°40'–138°32'	I
52	Кадет	1997	21.10–22.12	71	58	0	1–34	41°21'–42°24'; 130°30'–131°54'	I
53	Вега	1998	20.09–20.12	132	66	0	3–18	45°21'–46°29'; 138°17'–139°03'	I
54	Арлюк	1999	23.06–28.10	44	44	0	1–27	46°03'–46°54'; 138°27'–140°00'	I
55	Шантар-1	1999	03.11–09.11	43	19	2	3–20	47°16'–48°31'; 140°12'–141°03'	I
56	Покровск	1999	23.11–25.12	17	17	0	5–26	46°36'–46°58'; 139°22'–139°58'	I
57	О-в Попова	2000	07.10–22.10	36	34	0	3–7	47°00'–47°57'; 140°32'–140°57'	II
58	АД <sup>3</sup>	2001	01.04–14.05	182	84	0	1–7	46°11'–46°49'; 138°40'–140°09'	II
59	Тимашевск	2001	14.04–21.04	17	17	0	2–6	42°34'–43°31'; 133°58'–135°06'	II
60	Немиров	2001	23.09–07.10	49	41	0	3–9	42°40'–43°30'; 134°30'–135°20'	I
61	Ужвентис	2001	27.10–16.11	12	12	0	3–4	45°14'–45°41'; 137°38'–137°56'	III
62	19-й съезд <sup>4</sup>	2002	23.04–30.04	168	29	1	2–5	46°39'–47°41'; 134°30'–135°20'	I
63	АД <sup>3</sup>	2002	02.07–17.08	147	43	0	2–14	46°33'–47°31'; 139°38'–140°55'	II
64	ПО <sup>5</sup>	2002	15.08–26.08	189	23	0	3–7	46°26'–47°03'; 137°21'–140°42'	II
65	АО <sup>6</sup>	2002	05.11–19.12	114	28	0	3–15	46°37'–47°31'; 139°46'–141°08'	I
66	ПО <sup>5</sup>	2003	03.02	4	1	3	2	43°16'; 135°19'	II
67	АД <sup>3</sup>	2003	15.02–28.02	52	7	0	3–8	46°29'–47°48'; 140°14'–141°00'	II
68	Торный	2003	12.05–28.05	102	40	0	1–4	46°30'–46°55'; 140°37'–141°08'	II
69	ПО <sup>5</sup>	2003	25.09–31.12	426	216	0	2–16	46°04'–46°48'; 139°56'–141°00'	I
70	АО <sup>6</sup>	2003	27.09–23.11	344	68	0	2–8	46°03'–47°15'; 139°14'–140°20'	II
71	АО <sup>6</sup>	2004	26.12–08.01	85	39	0	4–13	47°21'–48°01'; 140°13'–141°10'	II
72	Тарутино	2005	11.01–14.01	11	8	0	н.д.	47°21'–48°01'; 140°13'–141°10'	II
73	Виера	2005	22.01–26.01	14	10	0	2–15	45°47'–46°34'; 138°14'–139°13'	II
74	Виера	2005	24.05–03.07	84	84	0	3–10	42°18'–47°13'; 131°17'–140°32'	III
75	АО <sup>6</sup>	2005	03.06–01.07	122	41	0	1–20	46°31'–47°58'; 139°41'–141°10'	II
76	АО <sup>6</sup>	2005	18.10–21.12	132	51	0	2–27	44°12'–48°04'; 136°42'–141°11'	II
77	АО <sup>6</sup>	2007	11.04–24.04	14	14	0	5–6	45°12'–46°36'; 138°20'–139°35'	III
78	ПО <sup>5</sup>	2007	03.10–05.11	104	21	0	3–15	46°32'–47°38'; 140°16'–141°00'	I
79	ПО <sup>5</sup>	2008	27.08–14.11	63	63	0	2–18	46°08'–47°47'; 138°34'–140°53'	II
80	АО <sup>6</sup>	2009	31.03–04.04	15	15	0	4–14	46°42'–47°28'; 140°02'–140°58'	III
81	ПО <sup>5</sup>	2009	31.03–17.04	83	35	0	2–35	45°18'–46°37'; 137°39'–139°31'	II
82	АО <sup>6</sup>	2010	17.01–27.03	126	125	0	3–25	42°32'–44°53'; 134°00'–137°11'	III
83	ПО <sup>5</sup>	2010	01.02–26.03	60	60	0	3–10	46°27'–47°42'; 140°22'–141°09'	II

**Примечания.** <sup>1</sup> в 1991–1994 гг. — Фукио-68; <sup>2</sup> Комсомолец Нижнеамурья; <sup>3</sup> Арктик Дискавери; <sup>4</sup> 19-й съезд ВЛКСМ; <sup>5</sup> Пасифик Орион; <sup>6</sup> Арктик Орион; \* только для проб, взятых для выполнения биологических анализов (БА); «0» — в пробах краба не было; «н.д.» — нет данных; I — только по коммерческому вылову на порядок; II — по коммерческому вылову и по числу ловушек, из которых брали пробы для биологических анализов; III — только по числу ловушек, из которых брали пробы для биологических анализов.

сведения 18 рейсов, относящихся к группе II. Из них были выбраны только те станции (пробы), где регистрировали и коммерческий улов с порядка, и число ловушек, из которых брали пробы для биологических анализов (далее — число *учтенных ловушек*). Всего,

таким образом, было использовано 611 проб из 16 рейсов (включая два объединенных). Величину коммерческого вылова относили к числу ловушек в порядке (кг/ловушку), а число крабов, взятых для биологического анализа, — к числу ловушек, из которых они



были взяты (экз/ловушку). В дальнейшем эти показатели будем называть *коммерческий улов* (кг/ловушку) и *индекс плотности* (экз/ловушку) соответственно.

Проверку влияния времени и пространства на коммерческий улов выполняли с помощью 2-факторного дисперсионного анализа. Для фактора времени использовали две градации: 1) период 1992–1999 гг., 2) период 2000–2010 гг. Для фактора пространства использовали 6 градаций, соответствующих номерам традиционных районов промысла и научных исследований: район 2 — южнее 43°30' с.ш. и восточнее 133°00' в.д.; район 3 — между 43°30' и 45°00' с.ш.; район 4 — между 45°00' и 46°00' с.ш.; район 5 — между 46°00' и 47°30' с.ш. и западнее 140°00' в.д.; район 6 — между 46°00' и 47°30' с.ш. и восточнее 140°00' в.д.; район 7 — севернее 47°30' с.ш. (в районе 1, западнее 133°Е, данные собраны только в период 1992–1999 гг.).

Из биологических анализов в данной работе использовали только пол, ширину карапакса (ШК, мм) и массу тела ( $M$ , г).

При обработке данных использовали методы регрессионного анализа и элементы робастной статистики — удаление сомнительных компонент и винзоризацию (Банержи, 2007). Надежность уравнения регрессии проверяли по двум показателям: достоверности аппроксимации  $R^2$  и значимости  $p$ . Достоверность аппроксимации, рассчитываемая как коэффициент детерминации (Лакин, 1990), показывает, какая доля наблюдаемой изменчивости объясняется полученным уравнением регрессии: удовлетворительной считается величина около 0,8. Под значимостью (Дэвис, 1990) подразумевается вероятность отсутствия различий между дисперсией регрессии (суммы квадратов отклонения эмпирических значений от средней) и остаточной дисперсией (отношение суммы квадратов отклонений эмпирических значений от значений, рассчитанных по уравнению регрессии, к числу наблюдений без двух). Очевидно, что чем ниже вероятность отсутствия различий между дисперсиями, тем более надежно полученное уравнение и, соответственно, тем выше его значимость.

Робастность регрессии определяли путем удаления проб, содержащих наиболее крупные остатки, рассчитываемые как абсолютные значения разности между эмпирическими значениями и значениями, рассчитанными по уравнению регрессии. После удаления каждой пробы уравнение регрессии пересчитывали заново. Удаление прекращали после того, как распределение остатков переставало достоверно отличаться от нормального. Нормальность распределения проверяли с помощью теста Колмогорова—Смирнова (Большев, Смирнов, 1965): по сравнению с другими тестами (см. ниже) он является наиболее мягким и требует удаления наименьшего числа больших остатков.

Нормальность распределения других показателей проверяли с помощью теста Шапиро—Уилка (Shapiro, Wilk, 1965). Все расчеты выполняли в пакетах программ MS Excel и STATISTICA.

При анализе промысловой статистики (судо-сутки, годовой вылов) использовали данные информационной системы «Рыболовство» за 1999–2010 гг., а за период 1992–1998 гг. — данные с судов, где работали наблюдатели от ТИПРО-Центра: в этот период лов краба осуществлялся только при участии научного наблюдателя.

Остальные методики, относящиеся к разработке алгоритмов расчетов, приведены ниже.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

*Расчет индекса плотности промысловых самцов.* В наиболее общем виде алгоритм расчета индекса плотности по данным коммерческих уловов можно представить следующим образом.

1. По данным проб из рейсов, относящихся к группе II (табл. 1), строится регрессионная зависимость, где аргументом является коммерческий улов, а функцией — эмпирические значения индекса плотности самцов промыслового размера. Полученное уравнение регрессии используется для расчета индекса плотности ( $ИП_p$ ) промысловых

самцов в пробах из рейсов, относящихся к группам I и II (табл. 1).

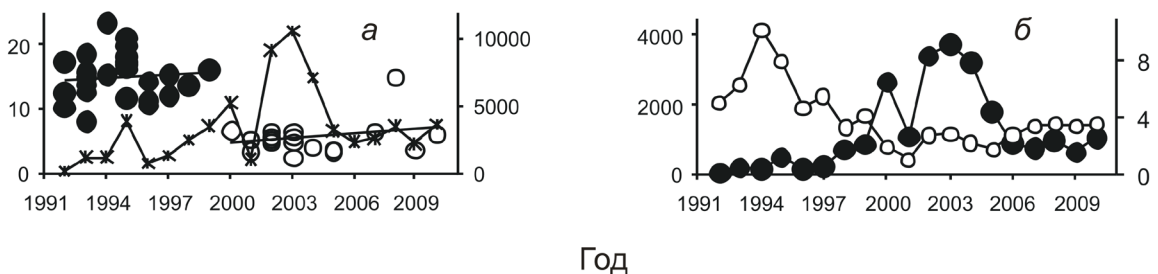
2. По данным проб из рейсов, относящихся к группе II, строится регрессионная зависимость, где аргументом являются эмпирические значения индекса плотности, а функцией — расчетные (рассчитанные по уравнению регрессии в соответствии с п. 1, ИП<sub>р</sub>) значения. Полученное уравнение регрессии используется для пересчета эмпирических данных из рейсов, относящихся к группам II-III. В итоге для всех проб эмпирические значения индекса плотности замещаются расчетными, рассчитанными в соответствии с п. 1 (пробы рейсов группы I) или п. 2 (пробы рейсов группы II-III).

3. По соотношению полов в выборке и размерному составу восстанавливается индекс плотности непромысловых самцов и самок, и далее — индекс общей плотности всех крабов.

Таким образом, первой задачей, требующей решения, является выяснение минимального размера промыслового самца — промысловой меры. В 1985–1995 гг. этот показатель составлял 90 мм (Мирошников

и др., 2000), с 1996 г. он был увеличен до 100 мм (Мирошников, 2001), а с 2011 г. вновь снижен до 90 мм (Слизкин, Кобликов, 2010)<sup>2</sup>. Следовательно, при отсутствии перелома можно ожидать, что начиная с 1996 г. из-за увеличения промысловой меры коммерческий улов снизится и сохранится на одном уровне вплоть до 2010 г. В действительности картина была иной (рис. 1, а): в 1992–1999 гг. коммерческий улов хотя и варьировал в широких пределах, но в среднем оставался стабильным. Затем в 2000 г. он резко снизился и сохранялся таким вплоть до 2010 г., за исключением 2008 г., когда он был на уровне 1992–1999 гг.

Можно выделить четыре причины такой динамики: перелом, смена района промысла, резкий рост естественной смертности, существенные изменения в технологии. Судя по динамике основных индикаторов промысла — годового вылова, числа промысловых судов-суток и среднего вылова за судо-сутки (рис. 1), наблюдаемое снижение с переломом не связано, что, однако, не отрицает самого факта перелома (Слизкин, Кобликов, 2006), который мог произойти в 2003–2005 гг. и



**Рис. 1.** Динамика средних значений коммерческих уловов (по оси ординат слева, кг/ловушку) для каждого рейса, указанного в табл.1, и вылова (по оси ординат справа, т) краба стригуна красного (а), а также динамика судо-суток (по оси ординат слева, сут.) и среднего вылова краба (по оси ординат справа, т/судо-сутки) за судо-сутки (б). а — (●) — живой краб, (○) — мороженые конечности, (—×—) — вылов; б — (—●—) — судо-сутки, (—○—) — вылов.

<sup>2</sup> Установление промысловой меры, равной 90 мм, после соответствующего обоснования (Слизкин, Кобликов, 2010) было зафиксировано в Приказе Росрыболовства № 671 от 6 июля 2011 г.

повлечь за собой резкое снижение промыслового усилия.

Начиная с 2000-х гг. районы промысла смещались на север (табл. 2), где плотность краба была ниже и, следовательно, наблюдаемые различия могут быть связаны с неравномерностью пространственного распределения. Чтобы проверить данную гипотезу, были проанализированы уловы во всех районах за периоды 1992–1999 и 2000–2010 гг. (табл. 2). Поскольку уловы 2008 г. резко отличались от таковых соседних лет, то в дисперсионный анализ их не включили. Двухфакторный дисперсионный анализ показал, что влияние фактора времени было значимым ( $p < 0,01$ ), а влияние фактора пространства — не значимым ( $p = 0,35$ ). Значимый совместный эффект обоих факторов ( $p = 0,03$ ) был связан с уловами в районе 7, где по сравнению с другими районами они в 1992–1999 и 2000–2010 гг. были сходны. Средневзвешенные уловы для периодов 1992–1999 и 2000–2010 гг. были соответственно 14,4 и 5,8 кг/ловушку, т.е. превышение составило более чем в 2,5 раза.

Увеличение смертности, связанное, например, с эпизоотией, вполне соответствует наблюдаемому скачкообразному снижению уловов, однако в доступной литературе нет ни одного намека на подобный сценарий.

Характерно, что снижение уловов совпало с переходом на новую технологию

переработки. Если в 1992–1999 гг. краба возили в Японию в живом виде, то начиная с 2000 г. добычу осуществляли краболовы-процессоры, которые изготавливали варено-мороженую продукцию из конечностей: вылов считали, перемножая массу конечностей на коэффициент 1,75.

Поскольку ни одна из других причин не влияла на разницу в уловах в 1992–1999 и 2000–2010 гг., можно предположить, что наблюдаемые различия связаны с изменением технологии. Вероятно, конечности от мелких промысловых самцов помимо большей хрупкости при обработке обладают низким спросом на рынке, и капитаны предпочитают не тратить на них соль, тару и место в трюме. Исключением мог стать рейс 2008 г. (табл. 1, № 79), когда в производство шли самцы всех промысловых размеров, начиная со 100 мм.

Расчет минимального промыслового размера, использовавшегося в производстве, можно выполнить исходя из следующих соображений. Если бы он был равен 90 мм, то уловы в 2000–2010 гг. были бы такими же, как и в 1992–1999 гг. Если минимальный промысловый размер увеличивать, то общая масса выловленных крабов будет уменьшаться за счет отбрасывания особей с меньшей величиной ШК. И поскольку превышение уловов 1992–1999 гг. над уловами 2000–2010 гг. составляет 2,5, то минимальный про-

**Таблица 2.** Среднегодовые коммерческие уловы краба стригуна красного в разных районах в 1992–2010 гг., кг/ловушку

Район*	Фактор времени 1								Фактор времени 2									
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010
2	14,2	14,1	7,1	8,3	-	-	-	-	-	6,0	-	4,3	-	-	-	-	-	-
3	8,1	20,0	20,2	16,3	10,2	9,30	-	-	-	-	5,5	-	-	2,2	-	-	-	-
4	23,0	17,0	25,6	19,1	11,4	12,4	12,8	-	-	-	3,7	-	-	-	0,4	-	2,2	-
5	21,1	11,5	-	23,2	13,3	11,9	12,9	16,1	-	3,3	4,3	5,4	-	4,3	-	14,7	3,4	-
6	-	9,7	-	-	-	6,2	-	-	-	-	5,6	5,7	-	3,6	6,6	18,6	-	6,1
7	-	4,6	-	-	-	-	-	8,7	6,7	-	9,7	4,3	3,7	2,7	4,2	11,9	-	5,7

**Примечание:** \*см. в тексте.

мысловый размер, при котором соотношение массы крабов ШК от 90 мм к массе крабов с ШК от данного размера будет наиболее близким к 2,5, и будет той промысловой мерой, которая использовалась в производстве. Очевидно, что решение данной задачи следует начать с установления количественной зависимости между ШК и массой тела.

Поскольку при измерении крабов присутствует неопределенность, связанная с различиями в условиях обработки и калибровке приборов, то для разных выборок делали не объединенную (сбрав все данные в единый массив), а обобщенную оценку, анализируя распределение коэффициента  $b$  аллометрического уравнения (см. ниже). Распределение коэффициента  $b$  не отличалось от нормального (тест Шапиро—Уилка  $W = 0,93, \rho = 0,31$ )

и, следовательно, его среднее значение можно использовать как обобщенное (табл. 3). Обобщенное значение коэффициента  $C$  было рассчитано с помощью линейного уравнения, тесно связывающего его с коэффициентом  $b$ :

$$C \cdot 10^4 = (-10,882) \times b + 36,094, \quad (R^2 = 0,966). \quad (1)$$

Используя обобщенные значения коэффициентов  $b$  и  $C$  и разбив размерный ряд самцов на классы с шагом 5 мм (начиная от 0), для рейсов 2000–2010 гг., относящихся к группам I и II, были рассчитаны массы крабов с ШК от  $\geq 90$  мм для каждого из последующих размерных классов. Минимальные промысловые размеры краба, при которых соотношение масс было ближе всего к 2,5 (см. выше), таковы:

№ рейса	72–73	60,63,70,81	59,62,64–69,76	58,71	78,83	57
Размер, мм	105	110	115	120	125	135

**Таблица 3.** Зависимость ширины карапакса (ШК) от массы ( $M$ , г) краба стригуна красного для разных выборок

Рейс № *	Варьирование величины ШК, мм	$C \cdot 10^4$	$b$	$R^2$	Объем выборки, экз.
3	65–139	2,70	3,047	0,79	1879
27	79–157	1,36	3,203	0,88	1643
58	62–127	1,90	3,132	0,97	49
59	67–145	1,89	3,132	0,94	2418
60	72–143	1,20	3,219	0,94	441
61	76–149	3,11	3,014	0,95	1048
62	70–159	1,79	3,141	0,93	2585
65	67–161	2,12	3,113	0,97	3201
67	61–135	4,12	2,964	0,96	309
68	65–150	1,44	3,193	0,96	1428
69 а**	60–162	1,86	3,139	0,97	19998
69 б	62–152	1,47	3,187	0,97	15662
70	74–158	1,84	3,151	0,99	209
73	70–147	2,94	3,043	0,94	794
75	65–155	3,41	3,029	0,90	2038
Обобщенные значения		<b>2,210</b>	<b>3,114</b>		

**Примечания.** \* См. в табл. 1, \*\* из-за большого числа промеров выборка была разделена на две части;  $C$  и  $b$  — коэффициенты аллометрического уравнения  $M = C \times (\text{ШК})^b$ ;  $R^2$  — достоверность аппроксимации.



Таким образом, распределение было отчетливо мономодальным с медианой 115 мм.

Различия в минимальном промысловом размере между отдельными судами вполне объяснимы как разными требованиями технологов, так и пространственной изменчивостью размерного состава крабов и доли особей, которые соответствуют требованиям к качеству продукции. Тем не менее, поскольку все расчеты строятся на обобщенных данных, и здесь в качестве обобщенной действующей промысловой меры в период 2000–2010 гг. следует принять ШК, равную 115 мм. Единственным исключением является рейс №79, где эта величина должна быть равна 100 мм (см. выше).

При знании количества учтенных ловушек и размерного состава самцов для рейсов, относящихся к группе II, несложно рассчитать индекс плотности крабов промыслового размера. В период 1992–1999 гг. для каждой пробы он будет равен отношению числа измеренных самцов с ШК  $\geq 90$  мм к числу учтенных ловушек, а для периода 2000–2010 гг. — тому же отношению самцов с ШК  $\geq 115$  мм (для рейса № 79 — ШК = 100 мм).

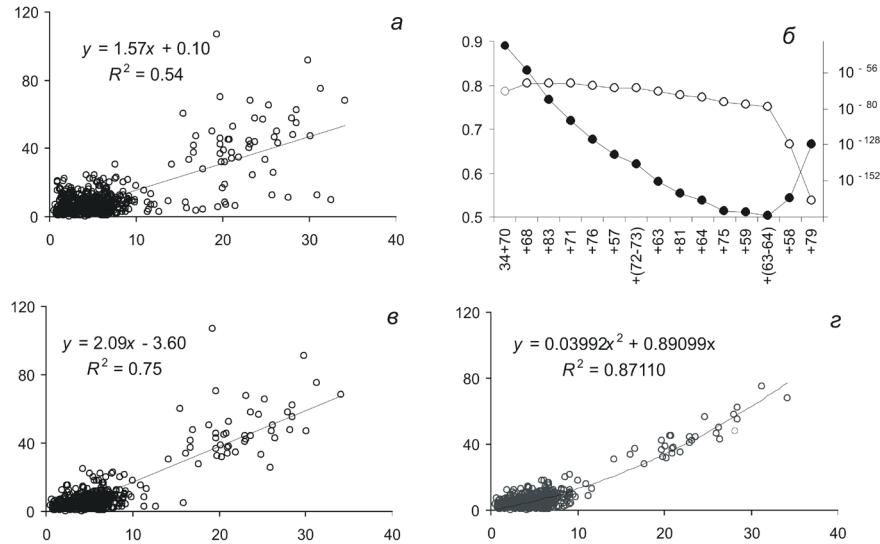
После расчета индекса плотности для всех проб (общим числом 611) из рейсов, относящихся к группе II (табл. 1), была построена зависимость между коммерческим уловом и индексом плотности (рис. 2, а). Несмотря на достоверную значимость ( $\rho = 1,16 \cdot 10^{-81}$ ), достоверность аппроксимации  $R^2$  была равна 0,54. Столь низкая доля объясняемой изменчивости могла быть связана с влиянием фактора судна: нормы, предъявляемые к продукции, на отдельных судах могли слишком сильно отличаться от средних по флоту. Чтобы отсеять данный эффект, методика построения зависимости была изменена.

Данные из рейсов (выборки), относящихся к группе II, объединяли попарно во всех возможных сочетаниях (для 16 выборок — 120 сочетаний) на предмет регрессионной

зависимости: для каждой объединяемой пары выборок рассчитывали достоверность аппроксимации  $R^2$  и значимость  $\rho$ . Далее для всех пар значения  $R^2$  были последовательно ранжированы по возрастанию: паре с минимальным  $R^2$  присваивали ранг 1; паре со значением, наиболее близким к минимальному, — ранг 2 и так далее. Точно так же для всех пар была ранжирована значимость, но в обратном порядке: паре с максимальным значением  $\rho$  присваивали ранг 1; паре со значением, наиболее близким к максимальному, — ранг 2 и так далее. Далее в каждой паре ранги для  $R^2$  и  $\rho$  суммировали и из всех пар выбирали ту, для которой суммарный ранг был максимальным. При сходстве суммарных рангов предпочтение отдавали паре с наибольшим объемом выборки. Выбранную пару рассматривали как единую выборку (например, рейсы 34+70 на рис. 2, б), которую вновь объединяли с оставшимися выборками, выбирая очередную пару. Процедура была завершена после того, как были объединены все выборки. При каждом шаге по формированию объединенной выборки регистрировали новые значения  $R^2$  и  $\rho$ . В процессе объединения оба показателя вначале монотонно менялись, а затем значение  $R^2$  резко снизилось, а величина  $\rho$ , наоборот, выросла (рис. 2, б). «Перелом» совпал с присоединением данных рейса № 58 и еще больше усугубился после присоединения данных рейса № 79.

Регрессия, построенная по выборке, полученной после отбрасывания проб, относящихся к рейсам № 58 и 79, показала лучшую достоверность аппроксимации (рис. 2, в), но полученное уравнение содержит отрицательный свободный член и не может быть использовано как рабочее, так как при низких коммерческих уловах рассчитанные по ним значения индекса плотности будут отрицательными. Чтобы избежать данного противоречия, линейная зависимость была заменена<sup>3</sup> полиномом 2-го порядка со свободным чле-

<sup>3</sup> Были опробованы и другие функции — линейная с нулевым свободным членом, полином 2-го порядка с ненулевым свободным членом, но выбранная оказалась наиболее эффективной, так как для нормирования остатков потребовалось отбросить минимальное число проб.



**Рис. 2.** Выведение зависимости индекса плотности (*a, в, z* — по оси ординат, экз/ловушку) от коммерческого улова (по оси абсцисс, кг/ловушку): *a* — пробы из всех рейсов, относящихся к группе II (табл. 1); *б* — изменение достоверности аппроксимации  $R^2$  (по оси ординат слева, —○—) и значимости  $p$  (по оси ординат справа, —●—) регрессии по мере последовательного объединения проб из разных рейсов (табл. 1), (по оси абсцисс слева направо: вначале к пробам из рейсов № 34 и 70 были добавлены пробы из рейса № 68, затем к пробам из рейсов № 34, 70, 68 были добавлены пробы из рейса № 83 и т.д.); *в* — то же, что и *a*, но без проб, относящихся к рейсам № 58, 79; *z* — то же, что и *в*, после удаления «выбросов» и нормализации распределения остатков.

ном, равным 0. Далее была проведена процедура удаления «выбросов» (см. «Материал и методику»), в результате которой было отброшено 29 проб, или около 6% от объема выборки. Данный уровень «выбросов» является вполне приемлемым, так как далеко не всегда коммерческий улов включает крабов, взятых с одного порядка (как правило, неполные ящики добавляют к улову со следующего порядка, а если еще учесть, что каждый ящик содержит только продукцию одного сорта, то расхождения могут быть и более существенными). Поскольку полученная зависимость, позволяющая рассчитать через коммерческий улов (*КУ*) индекс плотности ( $ИП_p$ ) по формуле:

$$ИП_p = 0,040 \times (КУ)^2 + 0,891 \times (КУ), \quad (2)$$

характеризуется высокой достоверностью аппроксимации (рис. 2, *z*) и не отрицательна при всех значениях аргумента, то ее можно

использовать для расчетов индекса плотности промысловых самцов.

С помощью формулы (2) был рассчитан индекс плотности для всех проб из рейсов, относящихся к группам I и II (табл. 1), за исключением проб из рейсов № 58 и 79, а также 29 проб из разных рейсов, удаленных в качестве «выбросов» (см. выше).

Для решения следующей задачи по унификации данных среди проб из рейсов, относящихся к группе II, была построена регрессионная зависимость между эмпирическими значениями индекса плотности ( $ИП_э$ ) и его значениями, рассчитанными по коммерческим уловам ( $ИП_p$ ) с помощью формулы (2). Поскольку рассчитанная зависимость

$$ИП_p' = 0,893 \times ИП_э + 0,514 \quad (3)$$

характеризовалась очень надежными значениями  $R^2$  (0,88) и  $p$  ( $2 \times 10^{-231}$ ), то она

была использована для замены эмпирических данных расчетными в пробах из рейсов, относящихся к группе III, а также в пробах из рейсов № 58 и 79 и пробах, удаленных в качестве «выбросов». Для остальных проб из рейсов, относящихся к группе II, значения, первоначально рассчитанные по формуле (2), были заменены данными, рассчитанными по формуле (3), поскольку индекс плотности, оцениваемый через число учтенных ловушек, более надежен, чем индекс, оцениваемый через коммерческий улов.

Таким образом, с помощью формул (2) и (3), во-первых, был рассчитан индекс плотности промысловых самцов для проб, где число учтенных ловушек не было известно, и, во-вторых, для проб, где оно было известно, эмпирические данные были заменены расчетными. Следовательно, можно считать, что данные всех рейсов, указанных в табл. 1, были унифицированы по единой методике.

*Расчет индекса плотности всех функциональных групп.* Расчет индекса плотности для всех функциональных групп (индекс общей плотности  $ИП_T$ ), куда помимо самцов промыслового размера ( $ИП_M$ ) входили маломерные самцы и самки, выполняли только для тех проб, где были выполнены биологические анализы (промеры ШК и определение пола):

$$ИП_T = \frac{ИП_M \cdot (n_M + n_O)}{n_M}, \quad (4)$$

где  $n_M$  и  $n_O$  — число (в пробе) измеренных самцов промыслового размера и остальных крабов (маломерных самцов и самок) соответственно.

Поскольку на площади эффективного действия ловушек порядка крабы распределены пятнисто, то при расчете индекса плотности через коммерческий улов может возникнуть противоречие, связанное с тем, что в учтенные ловушки попало много непромысловых крабов, в то время как в остальных ловушках порядка (неучтенных) их численность была относительно низкой. В этом случае при сравнительно высоком коммерческом

улове индекс общей плотности в соответствии с формулой (4) будет неестественно большим за счет высокой доли  $n_O$ . Если таких проб не очень много, их следует рассматривать как «выбросы» и в дальнейшем или удалить, или винзоризовать.

Чтобы проверить данное положение, было сопоставлено распределение индексов общей плотности, рассчитанных по формулам (2) и (3) отдельно для периодов 1992–1999 и 2000–2010 гг.: сравнивали данные рейсов группы I и групп II–III. В период 1992–1999 г. по формуле (3) были рассчитаны данные только для одного рейса (№ 34), и из-за большой разницы в объемах выборок сопоставление распределения не имеет смысла. Максимальные значения отличались заметно: 166 экз/ловушку при расчете по формуле (2) и 107 экз/ловушку — при расчете по формуле (3). Вместе с тем при расчете по формуле (2) наиболее близкое к максимальному значение, равное 119 экз/ловушку, было существенно меньше максимального. Поэтому максимум, рассчитанный по формуле (2), был признан «выбросом». Тем не менее, чтобы сохранить сравнительно немногочисленную информацию о распределении молоди, проба не была удалена, а значение индекса (166 экз/ловушку) было винзоризовано, т.е. приравнено к наиболее близкому значению (119 экз/ловушку), которое в свою очередь было достаточно близко к максимуму, рассчитанному по формуле (3).

Вышеописанный анализ показал, что удаление «выбросов» лучше производить до сравнения результатов, что и было сделано при сравнении индексов общей плотности для периода 2000–2010 гг. Поскольку распределение уловов ни в одной из сравниваемых групп рейсов (выборок) не было ни нормальным, ни лог-нормальным, то для вычленения «выбросов» нельзя применять стандартную методику, основанную на критерии Стьюдента (Лакин, 1990). Была разработана оригинальная методика, основанная на экспертном суждении и применимая только к относительно большим выборкам.

1. Из двух сравниваемых выборок

выбирали меньшую: в данном случае — значения, рассчитанные по формуле (2). Объем выборки составил 335 проб.

2. Все значения индекса (общей) плотности ранжировали с шагом 1 экз/ловушку и для каждого классового промежутка рассчитали частоты.

3. В ряду частот выявили первый устойчивый разрыв, когда частота, равная 0, была отмечена для двух и более последовательных значений индекса плотности. В данном примере устойчивый разрыв был зарегистрирован после значения 53 экз/ловушку.

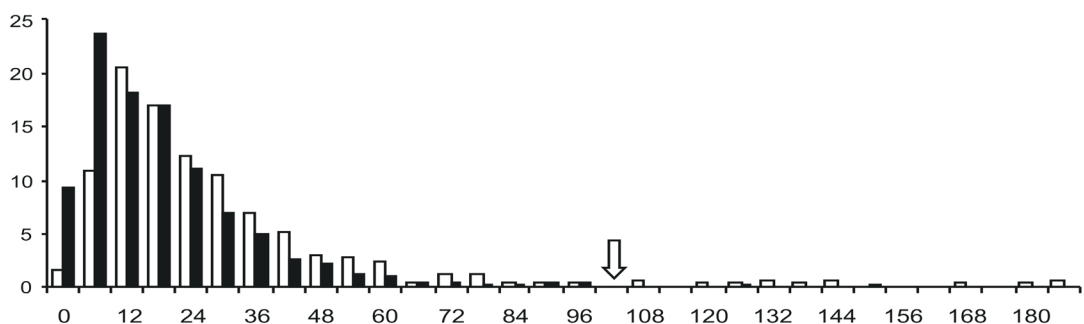
4. Все значения индекса, превышающие величину<sup>4</sup>, предшествующую устойчивому разрыву (53 экз/ловушку), отбросили, а для оставшихся значений по формуле Стерджеса (Лакин, 1990) определили классовый промежуток (шаг), равный 6 экз/ловушку.

5. Все значения индекса плотности ранжировали с шагом 6 экз/ловушку и в новом ряду частот выявляли разрывы хотя бы в один шаг. Все значения индекса плотности, которые превысили величину, предшествующую устойчивому разрыву, причислили к «выбросам».

6. Аналогичным образом, с шагом 6 экз/ловушку, ранжировали значения индекса плотности в большей выборке — для значений, рассчитанных по формуле (3). Объем выборки составил 871 пробу. «Выбросы» устанавливали так же, как описано в п. 5.

Результаты сравнения показаны на рис. 3. В обоих вариантах разрыв наблюдался при значении (нижняя граница классового промежутка) 102 экз/ловушку. Следовательно, все значения, превышающие эту величину, можно рассматривать как «выбросы». Вполне очевидно, что при расчете по формуле (2) их было больше — 13 проб, или 4%. При расчете по формуле (3) отмечено два «выброса»: в обоих случаях пробы брали из одной учтенной ловушки. Так же, как и в предыдущем случае, все «выбросы» были винзоризованы путем приравнивания их значений к 102 экз/ловушку.

В целом распределение индекса (общей) плотности при разных способах его расчета было сходным: левосторонняя асимметрия с модой в области 6–18 экз/ловушку. Более высокую встречаемость индекса, рассчитанного по формуле (3), в области значений менее 24 экз/ловушку можно объяснить



**Рис. 3.** Распределение индекса плотности (по оси абсцисс, экз/ловушку) и частоты (по оси ординат, %) в зависимости от способа расчета: (□) — распределение индекса в пробах, где расчет вели по формуле (2) (рейсы группы I); (■) — распределение по формуле (3) (рейсы групп II-III); (⇨) — разрыв, справа от которого расположены «выбросы».

<sup>4</sup> Безусловно, точно так же можно отсекал выбросы и в левой части ряда, в области малых значений, но в данном случае в этом не было необходимости, так как начиная с 0 ряд был заполнен.

тем, что пробы, где вели расчет по этой формуле, включали не только данные промысла (как пробы, где вели расчет по формуле (2)), но и данные учетных съемок. Поскольку при учетных съемках исследуется вся акватория обитания краба, а не только участки его промысловых скоплений, то, очевидно, что доля проб с низким индексом плотности будет здесь выше, чем при сборе проб исключительно на промысловых скоплениях.

Таким образом, можно считать, что методика, основанная на расчетах индекса плотности через коммерческие уловы, может быть использована не только для самцов промыслового размера, но и для любых крабов в ловушке. Вместе с тем после расчета результаты требуют тщательного анализа с целью удаления «выбросов», которые впоследствии могут сильно влиять на конечные итоги и затруднять их интерпретацию.

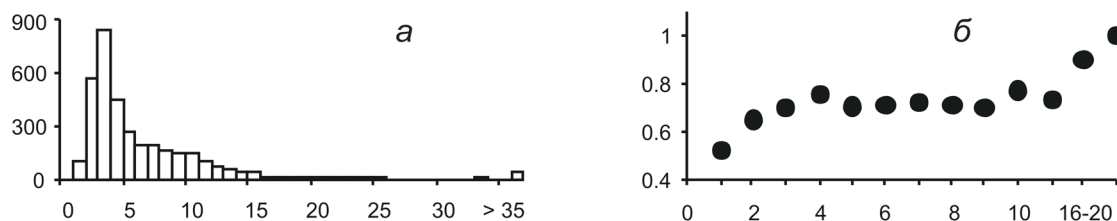
*Зависимость улова от застоя.* В наиболее общем виде воздействие застоя проявляется в двух аспектах. Во-первых, по мере распространения запаха приманки все большее число крабов подходит к ловушкам и заползает в них. Этот процесс растянут во времени, и число крабов в ловушке тем больше, чем больше времени она находится на дне. Во-вторых, при длительном застое приманка теряет свои привлекательные свойства, и заполнение ловушки становится все более неопределенным: одни крабы могут покинуть ловушку, а другие, случайно оказавшись поблизости, могут уловить запах старой приманки и залезть в нее. Если таким

образом рядом оказалось крупное скопление, то заполнение ловушки происходит «волнообразно».

Вместе с тем наряду с застоем неравномерность заполнения ловушек, находящихся в море разное время, во многом зависит от пятнистости распределения крабов в пространстве и времени (Буяновский и др., 2012). При попадании на скопление ловушка заполнится за короткое время, а за его пределами она может не заполниться даже при длительном застое. Следствием этого является широкий размах варьирования уловов при одинаковом застое. С учетом данного обстоятельства были разработаны такие методы оценки влияния застоя, которые позволили бы минимизировать влияние пространственно-временной изменчивости распределения крабов.

Анализ начали с распределения числа проб, соответствующих разной продолжительности застоя (рис. 4, а). Очевидно, что уловы в ловушках, стоявших в воде больше месяца, не имеют научной ценности, и эти данные были сразу отброшены. Остальные пробы были сгруппированы в соответствии с распределением: застой до 10 сут. — с шагом 1, т.е. для каждых суток; застой 10–20 сут. — с шагом 5, т.е. данные за 11–15 и 16–20 сут. объединили в 2 выборки соответственно. И наконец, данные за 21–30 сут. анализировали как одну выборку.

Дальнейший анализ базировался на попарном сравнении двух соседних значений застоя путем вычисления доли индекса



**Рис. 4.** Распределение (по оси ординат) числа проб (а) и относительная доля индекса общей плотности (б) в зависимости от времени застоя ловушки (по оси абсцисс, сут.).



общей плотности предыдущего срока по отношению к последующему. Вначале для каждого рейса и каждого времени застоя были рассчитаны средние значения индекса плотности. Далее для одного и того же рейса и двух соседних значений застоя (например, 1 и 2 сут.) рассчитывали отношение среднего значения индекса плотности предыдущего срока к таковому последующего. Например, для рейса № 3 индекс плотности для застоя в 1 сут. составлял 17,9 экз/ловушку, а для застоя 2 сут. — 13 экз/ловушку и, соответственно, отношение между ними было равно 1,4. При сравнении использовали только те рейсы, где индексы рассчитывали по данным двух и более проб. Итоговое отношение индексов считали как медиану по данным всех рейсов для указанных периодов застоя. Так, при сравнении данных за 1 и 2 сут. застоя было использовано 15 рейсов, а медианное отношение составило 0,80; другими словами, это означает, что в среднем индекс плотности за 1 сут. застоя на 20% меньше аналогичного значения за 2 сут. застоя. Число рейсов для каждой пары периодов застоя варьировало от 8 до 37. Поскольку данные одного и того же рейса характеризуются минимальной неопределенностью, связанной с пространственно-временной изменчивостью распределения крабов, то можно считать, что полученный результат наиболее точно отражает собственное влияние фактора застоя.

После расчета отношений во всех парах периодов застоя последнее значение (21–30 сут.) было принято за 1, а относительные доли индексов плотности для остальных сроков были вычислены методом «сложных долей». Например, если (медианное) отношение индексов плотности за 16–20 и 21–30 сут. было равно 0,9, то относительная доля индекса плотности за 16–20 сут. была равна 0,9. Далее, если (медианное) отношение индексов плотности за 11–15 и 16–20 сут. было равно 0,82, то относительная доля индекса плотности за 11–15 сут. была  $0,82 \times 0,90 = 0,73$ .

Значения относительных долей индекса общей плотности для всех сроков за-

стоя приведены на рис. 4, б. Вначале по мере увеличения продолжительности застоя до 4 сут. доля индекса увеличивалась. Затем она снижалась и была относительно стабильной вплоть до срока в 9 сут. Далее она колебалась, а начиная с 11–15 сут. намечался ее рост.

Наблюдаемая динамика достаточно легко объясняется характером воздействия застоя (см. выше). Рост доли индекса в первые 4 сут. вполне укладывается в схему, когда по мере распространения запаха приманки краб подходит к ловушке и залезает в нее. Последующее небольшое снижение индекса можно объяснить тем, что небольшая часть крабов покидает ловушку. Период стабильного индекса указывает, что новые крабы в это время в ловушку не заходят. Наблюдаемая затем неопределенность может быть связана как со случайными (волнообразными) подходами новых крабов, так и с продолжающимся покиданием ловушки ранее зашедшими в нее особями.

Таким образом, данные, наиболее точно отражающие мгновенную плотность в момент проведения съемки, могут быть получены только из ловушек с застоем 3–4 сут. Однако из-за специфики организации промысла пробы с таким временем застоя составляют только 36%, т.е. основная часть материала должна быть отброшена. Если пренебречь долей крабов, покидающих ловушки, то диапазон можно расширить до 9 сут. и, кроме того, добавить пробы с застоем 2 сут., где относительная доля индекса плотности почти такая же, как для 5–9 сут. При таком диапазоне застоя сохраняется уже 79% проб, и тем не менее абсолютное число отбрасываемых проб (750) остается достаточно большим. Учитывая сравнительно небольшие колебания доли индекса в области 10 и 11–15 сут., представляется, что и эти пробы можно оставить; в этом случае удалены будут только пробы с застоем менее 2 сут. и свыше 15 сут. Общее число таких проб равно 290 и они составляют 8% от всего массива (3601 проба).

Для некоторых рейсов сроки застоя

указаны не были (табл. 1), но вполне вероятно, что среди собранных 493 проб были и такие, которые характеризовались длительным застоем. Чтобы их удалить, был применен метод случайных чисел. Поскольку из массива, где было указано время застоя, было удалено 8% проб, то и здесь следовало удалить такую же долю. Методом случайных чисел было выбрано 39 проб, подлежащих удалению. В итоге из 4094 проб было оставлено 3765.

Итак, предлагаемая методика позволяет получить сравнимые данные, собранные за длительный ряд лет и первично обработанные с помощью разных методов. Она основана на обобщенных коэффициентах, и поэтому для конкретной станции расчетные данные не всегда могут совпадать с эмпирическими, однако следует иметь в виду, что и данные отдельных проб, повторно собираемых на одной станции, могут сильно варьировать (Буяновский, 2004). В целом же данные, рассчитанные разными способами, показывают сходное распределение (рис. 3). С помощью данной методики можно, во-первых, провести пространственно-временное районирование акватории, населенной крабом-стригуном красным, и, во-вторых, оценить изменчивость численности отдельных функциональных группировок за почти 20-летний период исследования. Именно этим аспектам популяционной биологии будут посвящены следующие публикации.

### БЛАГОДАРНОСТИ

Статья посвящена памяти Виталия Ефимовича Родина (ТИНРО-Центр), руководившего темой по изучению глубоководных крабов в дальневосточных морях.

У истоков развития добычи, освоения промысловых районов и выполнения научных исследований были основатели ООО «Дайсин-Дальморепродукт» господа Оомори Хироаки (Oomori Hiroaki, Япония) и Б.П. Дзема (Россия). Их руководство промыслом с привлечением добывающего флота Японии позволило за 1991–1995 гг. провести 41 на-

учно-промысловую экспедицию у южного побережья Приморья. После запрета на добычу краба иностранными судами промысел развивался благодаря руководству российских рыбодобывающих фирм — ООО «ДВ Акваресурс», ООО «Шантар-1», ООО «Токай». Особенно хотелось бы выделить ЗАО Р/К «Новый Мир» (руководитель В.Р. Куприянов), благодаря которому было выполнено 16 научно-промысловых экспедиций. В 2000-е гг. (и по настоящее время) развитие добычи и переработки шло только благодаря ЗАО Р/К «Восток-1» и ЗАО «БИНОМ», за что хотелось бы принести искреннюю благодарность их руководству (В.Х. Шегнагаеву, А.А. Передне, Ю.В. Куцему, В.А. Малярову) и сотрудникам отдела добычи.

Хотелось бы также поблагодарить всех капитанов и экипажи судов за понимание задач и помощь при выполнении научных исследований. Мы также признательны всем научным наблюдателям, которых не можем перечислить из-за ограниченного объема статьи. Особую признательность выражаем руководству ТИНРО-Центра и В.П. Шунтову, а также сотрудникам В.Н. Долженкову, В.Н. Кобликову, И.А. Корнейчуку и А.Н. Деминову.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Бабаян В.К. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). М.: Изд-во ВНИРО, 2000. 192 с.

Банержи А. Медицинская статистика понятным языком: вводный курс / Под ред. Леонова В.П. М.: Прак. медицина, 2007. 287 с.

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

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

Буяновский А.И., Горянина С.В., Моисеев С.И. Зависимость уловов про-

мысловых самцов камчатского краба (*Paralithodes camtschaticus*) в Баренцевом море от продолжительности застоя ловушки // *Вопр. рыболовства*. 2012. Т. 13. № 1 (49). С. 197–214.

Дэвис Дж. С. Статистический анализ данных в геологии. Кн. 1. М.: Недра, 1990. 319 с.

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

Мирошников В.В. Перспективы промысла глубоководных крабов-стригунов в дальневосточных морях России // *Океан и бизнес*. 2001. № 7–8. С. 46–49.

Мирошников В.В., Кобликов В.Н., Родин В.Е. Краб-стригун японикус: перспективы промысла в российских водах // *Рыб. хоз-во*. 2000. № 2. С. 25–27.

Слизкин А.Г., Кобликов В.Н. Глубоководный краб-стригун *Chionoecetes japonicus* северо-западной части Японского моря: динамика биологических параметров, плотность скоплений и стратегия промысла // *Тез. докл. VII Всерос. конф. по промысловым беспозвоночным*. М.: Изд-во ВНИРО, 2006. С. 126–128.

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.

Shapiro S. S., Wilk M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples) // *Biometrika*. 1965. V. 52. № 3–4. P. 591–611.

## STUDY OF THE RED SNOW CRAB *CHIONOECETES JAPONICUS* (DECAPODA, MAJIDAE) IN THE SEA OF JAPAN. I. DEVELOPMENT OF ALGORITHM OF DENSITY INDEXES CALCULATION FOR LONG-TERM DATA COMPARISON

© 2014 y. A. I. Buyanovsky, V. V. Miroshnikov\*

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

*\* Pacific Fisheries Research Center, Vladivostok, 690950*

Methodology which provides unification CPUE data collected in 1992–2010 and computed by different methods is worked out for red snow crab *Chionoecetes japonicus* population in the Sea of Japan. If empiric data are absent the density index ( $ИП_p$ , crabs per trap) of commercial sized males may be calculated from commercial catches ( $KY$ , kg per trap) by equation:  $ИП_p = 0,04 \times (KY)^2 + 0,891 \times (KY)$ . Dependence between empiric ( $ИП_s$ ) and calculated ( $ИП_p$ ) values of the density index is described by equation  $ИП_p' = 0,893 \times ИП_s + 0,514$ . The density index of other groups in the sample may be restored by its size and sex structure. If the range of trap soak varies from 2 to 15 days it does not affect significantly on the density index.

**Keywords:** *Chionoecetes japonicus*, catches per effort, CPUE, density index, trap soak, Sea of Japan.