

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ РЫБОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ
УДК 57.087.1:639.27:639.2.053.7

МЕТОДЫ ОЦЕНКИ ДАННЫХ ПРОМЫСЛОВОЙ СТАТИСТИКИ НА ПРИМЕРЕ АНАЛИЗА ПРОМЫСЛА ТРУБАЧЕЙ

© 2014 г. А. Г. Васильев

*Магаданский научно-исследовательский институт рыбного
хозяйства и океанографии, Магадан, 685000
E-mail: lpb@magniro.ru*

Поступила в редакцию 17.06.2013 г.
Окончательный вариант получен 30.01.2014 г.

Проведен анализ данных промысловой статистики трубачей. Сделано предположение о том, что ловушечные уловы подчиняются вероятностным распределениям. Рассмотрено несколько типов вероятностных распределений уловов. Предложены новые методы оценки достоверности массивов промысловых данных.

Ключевые слова: беспозвоночные, трубач, промысел, ловушки, улов, вероятностное распределение.

ВВЕДЕНИЕ

Ловушечный промысел донных видов беспозвоночных развит очень широко. Ежегодно в Северо-Охотморской подзоне вылавливается более 1,5 млн ловушек, в 2012 г. эта величина составила около 2,8 млн.

Нередко в своих обоснованиях научные рыбохозяйственные организации опираются на данные промысловой статистики. Однако возникают вопросы: истинна ли эта информация, насколько она адекватна, можно ли ее использовать в рыбохозяйственных исследованиях, и если возможно, то какую ее часть?

Приступая к анализу работы судов на промысле, важно определить закономерности распределения изучаемой промысловой величины не только во времени и пространстве. Выявив закономерности вероятностного распределения такой величины, становится возможным судить о качестве данных. Использование только адекватных данных дает возможность получения статистически значимых оценок в дальнейших исследованиях.

Процессы, происходящие в живой природе, обусловлены взаимодействием большого числа факторов и часто могут

рассматриваться как случайные. Ловушки, используемые при промысле беспозвоночных, являются пассивными орудиями лова, и их уловы — случайные величины. Процесс лова ловушками, в нашем понимании, может быть объяснен природными (биотическими и абиотическими) факторами и описан вероятностным законом распределения случайной величины, распределенной непрерывно.

Искажая информацию о своей промысловой деятельности, пользователь водных биологических ресурсов формирует индивидуальный массив данных об уловах, отличных от аналогичных данных, обусловленных естественными причинами. Сделано предположение о том, что по уловам на ловушку можно в большей степени судить о вероятности улова определенного вида гидробионтов в месте лова, чем о промысловых характеристиках того или иного судна (мощность промыслового вооружения, опыт экипажа, тип и качество приманки и т.д.). В то же время допускаем, что такие характеристики, как максимальные и средние уловы на ловушку или суточный вылов, при сравнении этих величин между собой для разных судов

могут зависеть непосредственно от характеристик судна и отличаться.

Цель работы — выявить статистически значимые критерии, с помощью которых можно считать данные промысловой статистики адекватными. В этой связи представлялось актуальным оценить возможность использования одного или нескольких вероятностных распределений значений уловов для оценки качества сведений, поступающих с промысла, и оценить пределы допустимой вариабельности критериев оценки, если таковые будут выявлены.

Исследование особенностей вероятностных свойств процесса ловушечного лова, поиск критериев для определения адекватности сведений об уловах и их применение выполнено впервые. О существовании публикаций в российской и зарубежной литературе по данному вопросу автору неизвестно.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В качестве первичных материалов для работы использовали данные промысловой статистики, ежедневно сообщаемые капитанами добывающих судов на промысле трубача (сем. Buccinidae). Исследовали статистику улова на ловушку в среднем (среднеарифметическую величину) за каждые сутки промысла среднетоннажных судов, работающих в режиме промышленного лова. Анализ проводили по каждому судну отдельно. В представленной работе мы не приводим названий судов, а используем их условные обозначения по номерам, так как исследование носит теоретический характер. Условно анализируемые данные можно разделить на два типа.

Первый набор данных описывает промысел трубачей всеми участвующими в нем судами в течение года от момента начала промышленного лова и до полного освоения общего допустимого улова (ОДУ). Лов осуществлялся с 1 мая по 4 декабря 2011 г. в одном и том же промысловом районе исключительной экономической зоны Северо-Охотоморской подзоны, ограниченном

координатами $57^{\circ}10'$ и $59^{\circ}27'$ с.ш. между $149^{\circ}20'—153^{\circ}30'$ в.д. Выполнен анализ промысловой статистики уловов 7 судов. Номера массивов данных соответствуют №1—7 в тексте. На одном из судов присутствовал научный сотрудник.

Второй набор сведений состоит из массивов данных работы 10 судов, осуществлявших промышленный лов в том же районе Северо-Охотоморской подзоны, но в разные годы, с 2005 по 2012 гг. Лов проводился под наблюдением научных сотрудников МагаданНИРО и ВНИРО. Номера массивов данных соответствуют №8—17 в тексте. Каждый из массивов данных, так же как и в первом случае, описывал работу отдельного судна в течение года. Характерной особенностью является то, что сведения об уловах были получены как в период пика численности, так и спада, а также дерепрессии запаса. В то же время эти данные минимально «зашумлены», промысловая статистика не искажалась и адекватна процессу лова трубачей.

Для предварительного анализа все данные накладывались на графики вероятностной бумаги типа вероятность — вероятность ($B - B$). Сравнение наблюдаемых и ожидаемых частот для эмпирических и теоретических вероятностных распределений проводилось с учетом критерия согласия χ^2 Пирсона. Применение этого критерия накладывает определенные ограничения на исследуемое частотное распределение по величине выборке и количеству вариантов в частотном интервале распределения (Лакин, 1990). В нашем случае количество вариантов в выборке было достаточно большим, а при количестве вариантов в каждом интервале распределения менее 5 при вычислении значения критерия они объединялись с соседними. Поэтому его применение было корректно. Уровень принятой нами статистической значимости $p = 0,05$.

Расчеты проводили с использованием пакета Statistica 6.0. В связи с большим объемом полученного графического материала и с учетом его однотипности в работе он

приводится лишь частично для иллюстрации отдельных положений.

Исследовано несколько типов вероятностных распределений на соответствие их эмпирическим данным: нормальное, экстремальное, гамма, логнормальное, Вейбула, экспоненциальное, бета, Рэлея. Выявлены наиболее хорошо описывающие массивы данных. С помощью программного модуля «Подгонка распределения» в Statistica (Халафян, 2007; Учебник ..., 2008), произведен расчет параметров некоторых из вероятностных распределений и определено качество подгонки.

В качестве дополнительной характеристики массивов данных вводится коэффициент K :

$$K = \frac{\bar{X}}{Me},$$

где \bar{X} — среднее арифметическое значение среднесуточных уловов на ловушку, Me — медианное значение среднесуточных уловов на ловушку.

Поиск факторов, влияющих на изменение различных свойств и показателей рядов данных, выполнен с помощью дисперсионного анализа (ANOVA).

РЕЗУЛЬТАТЫ

Несмотря на то что суда работали в одном районе, исследуемые выборки сильно отличались друг от друга и были неоднознач-

Таблица 1. Характеристика исследуемых данных и их некоторые описательные статистики

Условный номер судна	Количество промысловых суток	Улов в сутки, кг/лов			Статистические	
		средний	min	max	стандартное отклонение σ	ошибка средней
1	106	5,1	0,7	10,8	2,0	0,19
2	61	4,0	2,8	6,3	0,7	0,10
3	87	4,1	2,2	8,7	1,1	0,12
4	156	2,1	0,4	6,3	1,2	0,10
5	155	2,8	0,8	6,6	1,9	0,15
6	70	2,0	0,7	31,8	4,0	0,47
7	108	2,1	0,6	12,7	1,7	0,17
8	141	6,1	0,8	12,4	1,8	0,15
9	145	6,4	0,3	13,5	2,5	0,21
10	120	7,3	1,7	13,7	2,5	0,23
11	136	4,4	0,3	12,3	2,1	0,18
12	83	4,1	1,7	15,6	1,8	0,20
13	109	3,6	1,7	5,2	0,7	0,07
14	132	4,8	1,0	9,9	1,6	0,14
15	37	5,1	2,8	7,6	0,9	0,16
16	187	4,1	0,3	11,2	1,5	0,11
17	60	3,4	2,0	6,4	0,9	0,12

ны в части характеристик промысловой обстановки (табл. 1, рис. 1).

В результате графического анализа на вероятностной бумаге данные разделились на две группы. Первая группа данных хорошо подгонялась под некоторые типы распределений, с редкими статистическими выбросами, вторая группа не соответствовала ни одному из них, как показано на примере для экстремального закона распределения (рис. 2).

По данным промысла в 2011 г., из всех исследованных типов вероятностных распределений наилучшим образом подгонялись распределения только для трех судов (№1–3). Для четырех судов данные на

вероятностной бумаге выстраивались в S-образную кривую (рис. 2, з–ж), что говорит о несоответствии между эмпирическим и теоретическим распределением данных.

По многолетним массивам, полученным наблюдателями на судах № 8–17, данные также хорошо подгонялись, как и в случае для судов №1–3.

Ввиду того что речь идет о визуальном восприятии исследователем графического материала, полученные оценки принимались как экспертные (табл.2).

Экспоненциальное, бета и распределение Рэля были исключены из последующего анализа, так как для полного набора

Таблица 2. Результаты экспертных оценок подгонки данных к графикам типа вероятность — вероятность для разных вероятностных распределений

Условный номер судна	Статистические вероятностные распределения							
	нормальное	экстремальное	гамма	логнормальное	Вейбулла	экспоненциальное	бета	Рэля
1	+	+	+	+	+	—	—	—
2	+	+	+	—	+	—	—	—
3	+	+	+	+	—	—	—	—
4	—	—	—	—	—	—	—	—
5	—	—	—	—	—	—	—	—
6	—	—	—	—	—	—	—	—
7	—	—	—	—	—	—	—	—
8	+	—	—	—	—	—	—	—
9	+	+	—	—	+	—	—	—
10	+	+	+	+	+	—	—	—
11	+	+	+	+	+	—	—	+
12	—	+	—	—	—	—	—	—
13	+	+	+	+	+	—	—	—
14	+	—	—	—	—	—	—	—
15	+	—	—	—	—	—	—	—
16	+	—	—	—	—	—	—	—
17	+	+	—	+	—	—	—	—

Примечание: «+» — подгоняются хорошо, «—» — подгоняются плохо или не подгоняются.

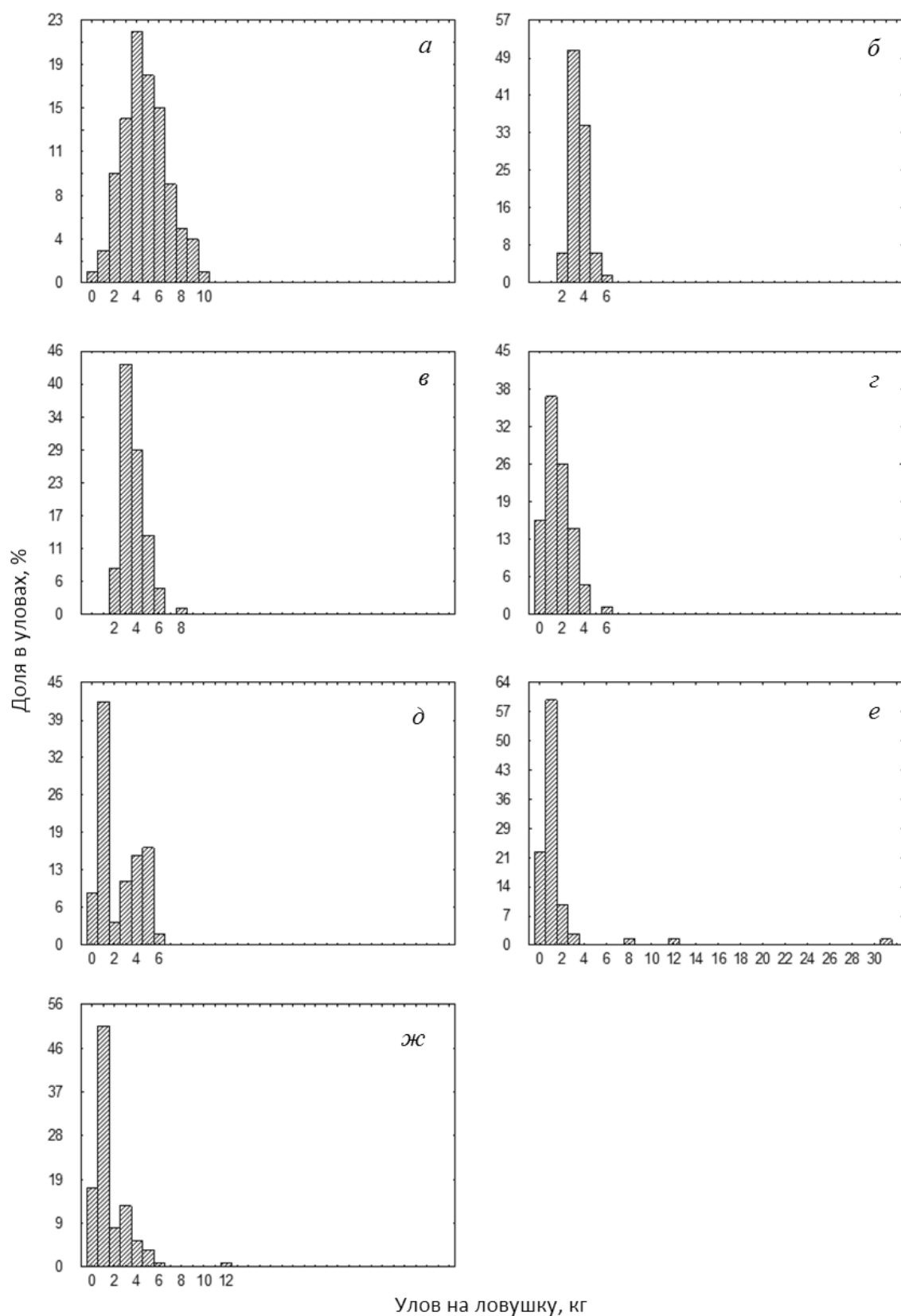


Рис. 1. Частотные распределения уловов судов № 1–7 (а–ж).

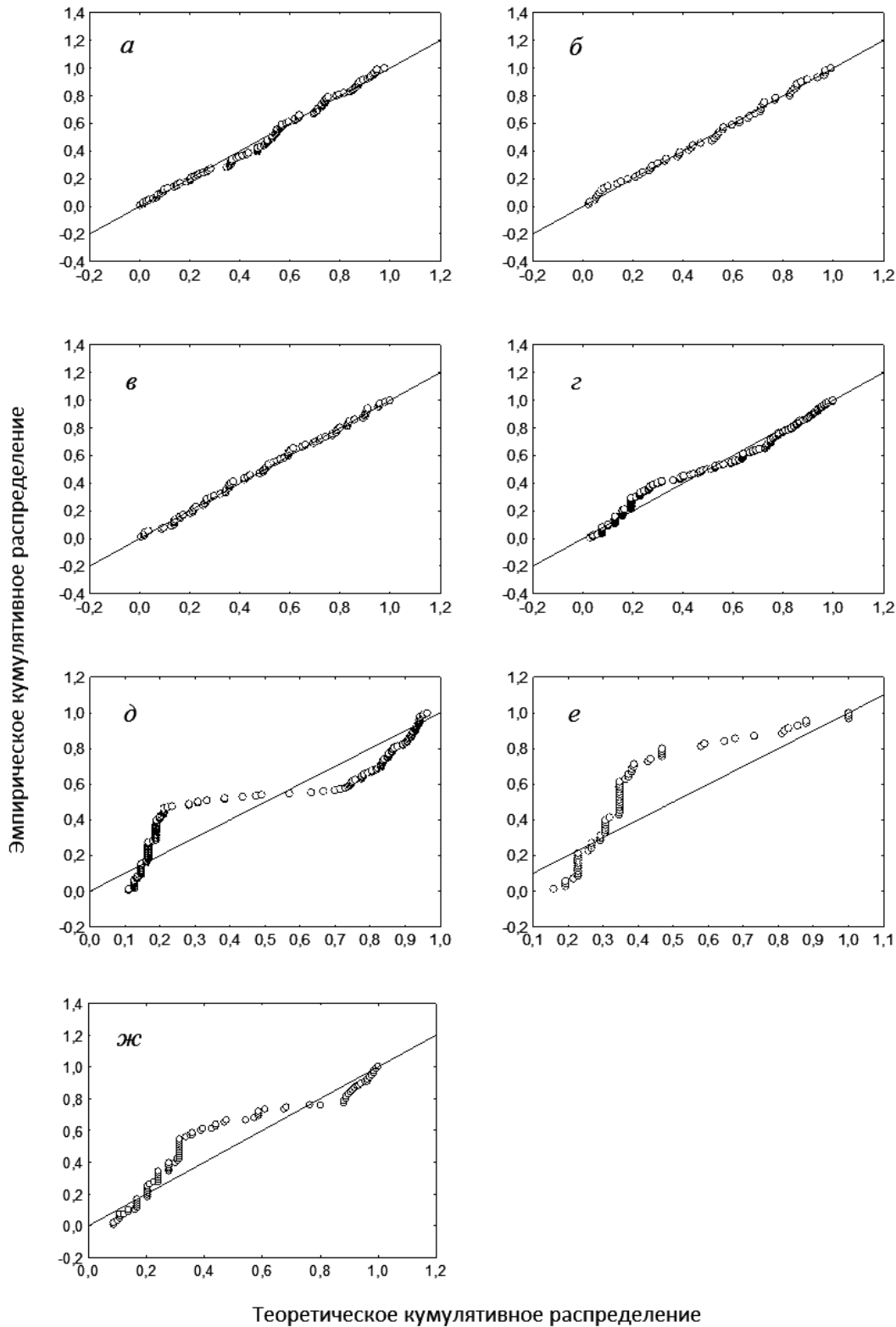


Рис. 2. Пример аппроксимации данных уловов судов № 1–7 (а–ж) на графиках типа вероятность — вероятность при экстремальном распределении.

достоверных сведений об их аппроксимации соответствующим вероятностным распределениям не выявлено.

Среди оставшихся пяти типов вероятностных распределений визуально наименьшую степень подгонки данных к теоретическому распределению показало распределение гамма, логнормальное и распределение Вейбула, наибольшую — нормальное и экстремальное. Между тем все пять типов распределений, возможно, могут быть использованы для описания зависимости уловов на ловушку от его вероятностного ожидания.

В дальнейшем данные анализировали с помощью программного модуля «Подгонка распределения» в программе Statistica (Халафян, 2007; Учебник ..., 2008). Из предварительно выявленных вероятностных

распределений, которым, возможно, подвержена исследуемая величина, модуль позволяет оценить степень близости к нормальному, гамма и логнормальному вероятностным законам.

Для анализируемых вариационных рядов единственного закона распределения не выявлено, и вопрос остается открытым (табл. 3). Наилучшая степень аппроксимации теоретического закона эмпирическим данным среди всех рядов была получена для логнормального распределения массива данных №2 ($\chi^2 = 0,4$, $\rho = 0,83$). Отметим, что, с одной стороны, первичные данные о промысловых усилиях в этом случае были собраны научным сотрудником. С другой — эти данные относительно остальных рядов данных (табл. 1) наименее дисперсные ($\sigma = 0,7$). Видимо, их можно считать наи-

Таблица 3. Данные подгонки эмпирических распределений к вероятностным распределениям

Условный номер судна	Логнормальное			Гамма			Нормальное		
	χ^2	df	ρ	χ^2	df	ρ	χ^2	df	ρ
1	5,9	4	0,20	2,6	4	0,62	3,2	5	0,66
2	0,4	2	0,83	0,6	2	0,75	3,2	3	0,36
3	4,8	4	0,30	7,15	4	0,13	14,0	5	0,01
4	17,5	6	0	10,5	5	0,04	35,3	6	0
5	141,7	8	0	143,6	9	0	212,0	9	0
6	—	—	—	—	—	—	35,6	1	0
7	14,3	2	0	16,5	2	0	58,0	3	0
8	51,6	6	0	31,6	5	0	1,3	2	0,51
9	47,2	8	0	—	—	—	9,9	8	0,27
10	6,0	7	0,53	4,2	6	0,64	10,3	7	0,17
11	12,2	6	0,06	5,4	5	0,37	9,4	6	0,14
12	1,5	2	0,48	3,5	2	0,17	26,4	3	0
13	6,1	4	0,19	3,3	3	0,35	4,4	3	0,22
14	23,7	4	0	15,2	4	0	6,2	4	0,19
15	Расчеты χ^2 не проводились по причине недостаточного объема выборки (Лакин, 1990)								
16	55,6	6	0	27,7	5	0	9,1	4	0,06
17	0,96	4	0,91	1,3	4	0,86	4,5	4	0,34

менее зашумленными. Кроме этого, логнормальное распределение наилучшим образом аппроксимировалось для рядов № 3, 12, 17 ($\chi^2_{\text{ср.}} = 1,9$). Для рядов 10, 11, 13 χ^2 Пирсона был наименьшим в случае гамма-распределения ($\chi^2_{\text{ср.}} = 4,3$). А для рядов 1, 8, 9, 14, 16 вероятностное распределение их значений лучше всего описывалось нормальным законом ($\chi^2_{\text{ср.}} = 5,8$).

По формуле для рассмотренных выше массивов данных, в том числе и рядов многолетних данных промысловой статистики, полученных научными сотрудниками, рассчитано соотношение среднего значения каждого ряда данных к его медиане (табл. 4).

Для некоторых массивов данных среднее значение ряда было приблизительно равно или совпадало с его медианным значе-

нием и, значит, $K \approx 1$ (рис. 3). Для других — параметры значительно отличались, причем среднее значение массива было всегда значительно выше медианного.

В результате дисперсионного анализа было обнаружено, что независимый фактор наличия или отсутствия сотрудника на судне значимо влиял на факт наличия у рядов данных вероятностного распределения, а также на величину коэффициента K . Этот эффект проявился очень сильно — значение ρ для зависимых от фактора переменных составило 0,00051 и 0,00037 соответственно, а 95%-ные доверительные интервалы для зависимых переменных не пересекались. Кроме того, факт существования вообще какого-либо распределения влиял на значение K практически с нулевой вероятностью ошибки ($\rho = 6,4 \times 10^{-12}$).

Таблица 4. Результаты оценки коэффициента K по многолетним данным

Условный номер судна	\bar{X}	Me	K	Наличие научного сотрудника	Год промысла
1	5,1	4,7	1,08	Нет	2011
2	4,0	3,9	1,03	Да	2011
3	4,1	4,0	1,03	Нет	2011
4	2,1	1,4	1,50		2011
5	2,8	1,6	1,75		2011
6	2,0	1,2	1,67		2011
7	2,1	1,3	1,62		2011
8	6,1	6,1	1,00		2005
9	6,4	6,5	0,99		2006
10	7,3	6,9	1,06		2007
11	4,4	4,2	1,05	Да	2008
12	4,1	3,7	1,08		2008
13	3,6	3,6	1,00		2009
14	4,8	4,9	0,99		2009
15	5,1	5,0	1,02		2010
16	4,1	4,2	0,98		2010
17	3,4	3,3	1,04		2012

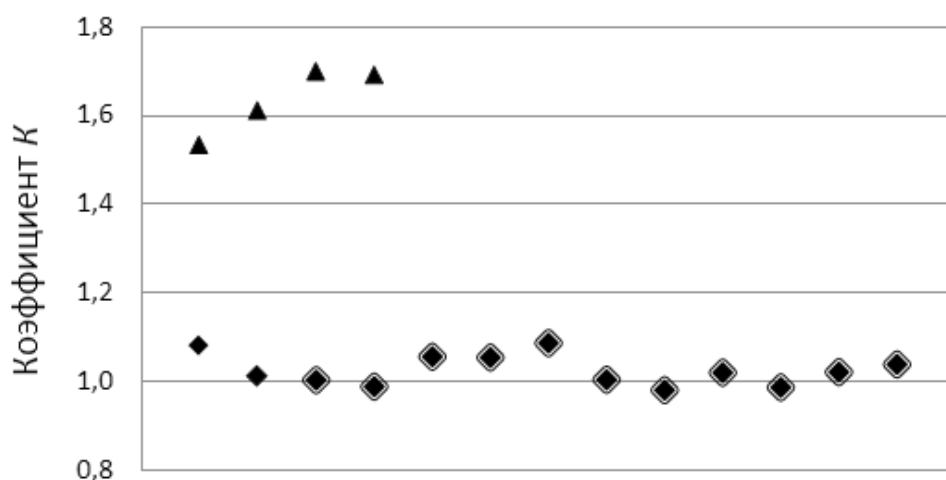


Рис. 3. Диаграмма рассеяния значений K' (◆) и K'' (▲); (◆) — по данным научных сотрудников.

На основании полученных результатов множество K_i ($i = 1...17$) перегруппировано в два вариационных ряда для различных K_i , обозначенных как K_i' и K_i'' так, что $K_i = \{K_i'; K_i''\}$, $K_i' \approx 1$, $K_i'' \gg 1$, при этом $K_i' = [0,98; 1,08]$, $K_i'' = [1,5; 1,75]$.

Нетрудно показать, что K_i' и K_i'' стремятся к нормальному закону распределения своих величин, поэтому были определены доверительные интервалы для очень высокого уровня значимости $p < 0,001$. Результаты представлены на рис. 4. Видно, что даже при высокой значимости доверительные интерва-

лы не пересекаются и находятся далеко друг от друга.

Отметим, что для массивов данных об уловах, которые были собраны научными сотрудниками, вероятностный закон, который так или иначе описывал поведение переменной улова, был найден в 100% случаев. Все данные наблюдателей на судах хорошо подгонялись к вероятностным распределениям — нормальному, экстремальному, гамма, логнормальному и Вейбула — с разной степенью аппроксимации (табл. 2, 3). Кроме того, K для этих случаев лежал в диапазоне значений K_i' .

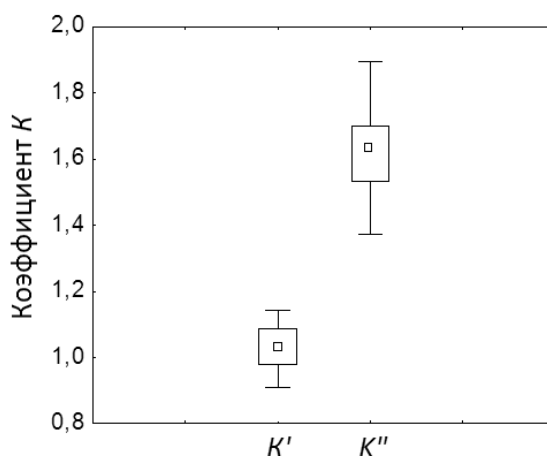


Рис. 4. Диаграмма размаха значений K' и K'' : (□) — среднее, (□) — min—max интервал, (┘) — доверительный интервал.

ОБСУЖДЕНИЕ

Северная часть Охотского моря является основным районом промысла брюхоногих моллюсков сем. *Vuccinidae* — трубачей. Согласно официальным статистическим данным, здесь вылавливается более 80% всех трубачей, добываемых в водах России (Григоров, 2011).

В 2008 г., впервые после повторно-открытия традиционного района для промысла, плотность скоплений промысловых видов трубачей резко снизилась, и средний улов на ловушку уменьшился до 4,8 кг. Были отмечены участки, на которых трубачи отсутствовали вовсе, чего ранее здесь не фиксировали. В 2009 и 2010 гг. тенденция снижения промыслового запаса сохранилась. На основе данных о состоянии запасов в 2009 г., ОДУ трубачей на 2011 г. рассчитан на уровне 4 тыс. т. В 2010 г. средние уловы трубачей составили 4,3 кг на ловушку, т.е. по сравнению с периодом устойчивого промысла (2002–2006 гг.), связанного со стабильным состоянием популяций трубачей, средние уловы снизились на 2,5 кг.

С 2006 г. в промысле ежегодно участвовали от 10 до 12 судов. Для популяций трубачей, обитающих в Притауйском райо-

не, характерно наличие скоплений однородной (в среднем) плотности, которая зависит от года и сезона промысла. Поэтому у судов, ведущих лов в этом районе и обладающих почти одними и теми же промысловыми характеристиками, уловы должны быть в среднем одинаковыми. Однако по мере увеличения интенсивности промысла с 2006 г. наблюдается тенденция разделения всех судов на две группы по показателю эффективности лова трубачей. В качестве такого показателя можно использовать средний суточный вылов и улов на ловушку (Григоров, 2011).

К первой группе относятся суда с уловами 6–8 кг/лов. Средние суточные уловы в этой группе в течение года не опускаются ниже 6,5 т (рис. 5). Из четырех судов этой группы три находились на промысле не более 2 месяцев, и одно судно работало с мая по декабрь. В 2010 г. суда этой группы в течение 355 судно-суток выбрали 60% квоты трубачей в Северо-Охотоморской подзоне.

Ко второй группе относятся суда с уловами 1–2 кг/лов. Для судов этой группы характерно наличие относительно небольшой квоты трубачей (200–400 т), которая осваивается весь безледовый период (май — ноябрь). Фактически период промысла судов второй группы ограничен лишь погодными

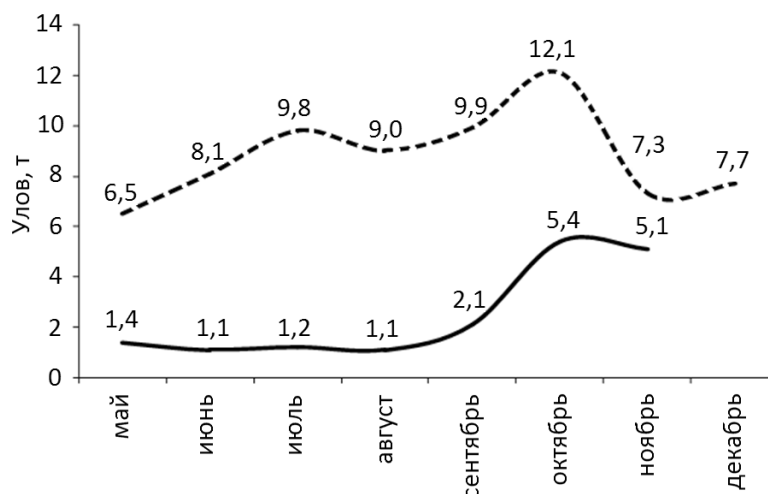


Рис. 5. Среднемесячные суточные выловы двух групп судов на промысле трубачей в Притауйском районе в 2010 г. (по: Григоров, 2011): (---) — группа 1, (—) — группа 2.

условиями. Суда второй группы в течение пяти месяцев показывали минимальные суточные уловы (1,1–1,5 т). И только в октябре–ноябре их уловы резко повысились. Такое распределение в течение года не типично для промысла трубачей в Притауйском районе, что подтверждается промысловыми показателями первой группы судов. Фактический вылов судов второй группы составил 40% выделенной квоты трубачей за 866 судов-суток. Доля судов на промысле, которые относятся ко второй группе, ежегодно составляет не менее 60%, и состав группы не меняется.

В результате проведенного в нашей работе анализа данные судов также разделили на две группы. Первая группа хорошо подчинялась некоторым типам вероятностных распределений с редкими статистическими выбросами, вторая группа не соответствовала ни одному из них.

Считаем, что для трубачевых судов, где собрали статистику наблюдатели, она не была искажена. В работе показано, что такие ряды по некоторым признакам отличались на общем фоне массивов данных. В то же время они обладали определенными стабильными свойствами, которые были выявлены в результате проведенного исследования. Считаем, что такими свойствами являются наличие вероятностного распределения данных об уловах и значение коэффициента K , лежащего в узком диапазоне варибельности. Оба свойства можно считать индикаторами адекватного промысла и корректно применять для выявления искаженных данных.

В биологических применениях статистики 95%-ный доверительный интервал считается надежным (Урбах, 1964). Однако, учитывая важность рассмотренного вопроса, границы варьирования параметра K , характеризующего промысловую деятельность судна, были рассчитаны для более высокого (99,9%) доверительного интервала. По нашим данным, допустимые значения K для режима промышленного лова трубачей должны находиться в пределах от 0,9 до 1,1. В случае, если K массива данных промысловой статистики какого-либо судна не находится

в этом диапазоне, информация о промысле искажена, и доверять ей нельзя. Необходимо отметить, что поведение параметра K' не зависит от состояния популяции, так как входные для расчета данные собирались как в период пика, так и спада численности, а также депрессии запаса. Полученные K' лежат в очень плотном поле точек, и рассчитанная статистически значимая варибельность K' очень низкая. Поэтому использование его в качестве критерия при решении вопроса об адекватности данных или ее отсутствии вполне уместно.

В нашем исследовании выяснено, что ловушечные уловы трубачей должны стремиться в своем вероятностном распределении к нескольким типам распределений: нормальному, гамма и логнормальному. Также хорошую аппроксимацию эмпирических данных на вероятностной бумаге показали экстремальное распределение и распределение Вейбула. Однако однозначного распределения не выявлено. Кроме того, считаем, что эмпирические распределения уловов не могут стремиться к распределениям экспоненциальному, бета и Рэлея.

Несмотря на полученные результаты о наилучшей подгонке логнормального распределения, в рассмотренном случае его нельзя считать оптимальным, так как для некоторых массивов данных (1, 11, 13) оно подгонялось с наименьшей аппроксимацией, а в некоторых случаях (8, 9, 14, 16) значимый результат получить вообще не удалось. При этом для тех же рядов данных, но при подгонке к распределениям, отличным от логнормального, аппроксимация была обнаружена, т.е. в отдельных случаях нормальное и гамма-распределение аппроксимировали данные об ловушечных уловах трубачей лучше.

Отметим, что гамма и логнормальное распределения имеют правостороннюю асимметрию. Можно предположить, что отклонение от симметрии (свойства, характерного для нормального распределения) образуется в связи с тем, что, найдя плотные скопления, менее опытный капитан запаздывает с принятием решения о переносе порядков с учетом

дальнейшего движения трубачей. С истощением такого локального скопления уловы снижаются. А неспособность оперативно найти более плотное скопление «оттягивает» моду распределения, характеризующую его центр, влево. Тот факт, что распределение уловов, например судна № 1, стремится к нормальному закону, говорит об опытности капитана.

Можно с уверенностью утверждать, что капитаны судов, чьи данные не соответствуют ни одному из вероятностных распределений, а значение коэффициента K лежит вне допустимого диапазона variability, искажали информацию о промысле. Данные об уловах представляют собой статистический шум, из которого нам не удалось выделить сигнал. Такие массивы данных не соответствуют реальной промысловой обстановке, а истинная информация о промысловых действиях или их

результатах сокрыта. Это может происходить, если искажено количество промысловых усилий или сокрыт улов.

Мы попытались оценить фактическую промысловую смертность трубачей в Северо-Охотоморской подзоне в 2011 г. (табл. 5). Для расчета использовали средневзвешенное значение (8,2 т/сут.) суточного вылова первых трех судов, т.е. тех, для которых были найдены вероятностные распределения уловов, а их K находился в пределах допустимого диапазона.

Отклонение ориентировочно составило 2,8 тыс. т. При установленном ОДУ трубачей в Северо-Охотоморской подзоне на 2011 г. в 4,16 тыс. т и его практически полном освоении по официальным данным фактическая промысловая смертность составила около 7,0 тыс. т.

Таблица 5. Данные об официальном и ожидаемом промышленном вылове трубачей в Северо-Охотоморской подзоне в 2011 г.

Условный номер судна	Время промысла*, сут.	Среднесуточный вылов*, т	Промысловая смертность, т		Отклонение, т
			по официальным данным*	фактическая	
1	133	9,0	1198	1198	—
2	62	8,7	542	542	—
3	97	6,9	669	669	—
4	169	2,2	367	1386	1019
5	156	4,1	641	1279	638
6	73	2,6	193	599	406
7	127	2,7	341	1041	700

Примечание: * по данным суточных судовых донесений.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложенный подход к оценке данных промысловой статистики позволяет решить несколько задач. Во-первых, выявить суда, искажающие информацию.

Во-вторых, оценить в некотором приближении фактическую промысловую смертность, величина которой применяется в моделях оценки запаса. В-третьих, выделить из всего массива данных промысловой статистики адекватные, которые возможно

использовать в дальнейших исследованиях. Одно из возможных применений предлагаемого подхода для рыбохозяйственной науки — это корректировка минимальных объемов суточного вылова судов на промысловыми ловушками. Также переработанные таким образом данные могут стать дополнительными материалами для оценки плотности скоплений промысловых беспозвоночных. Еще одно применение — использование при сертификации промыслов для выявления возможного скрытого промысла. К недостаткам этого метода можно отнести ограничение при использовании критерия χ^2 Пирсона, а именно наличие в выборке не менее 50 вариантов, в нашем случае — данных о 50 сутках работы судна. Однако эта проблема вполне преодолима, если рассчитать предложенный нами коэффициент K для судна, определив предварительно границы варьирования всех допустимых вариантов, как было продемонстрировано выше. Кроме того, считаем, что K и есть тот показатель, который несложно рассчитывается, но при этом дает возможность проводить качественную фильтрацию промысловой статистики на предмет ее адекватности и надежности.

БЛАГОДАРНОСТИ

Автор благодарен Д.А. Васильеву и А.А. Михееву за ценные замечания при обсуждении настоящей работы, а также благодарит сотрудников МагаданНИРО и ВНИРО, участвовавших в сборе репрезентативного материала.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Григорьев В.Г. Обзор и перспективы промысла трубачей в Притауйском районе // Матер. II Всерос. науч.-практ. конф. «Природные ресурсы, их современное состояние, охрана, промысловое и техническое использование». Петропавловск-Камчатский: КамчатГТУ, 2011. С. 186–188.

Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высш. шк., 1990. 351 с.

Урбах В.Ю. Биометрические методы. М.: Наука, 1964. 415 с.

Учебник по программе Statistica. 2008 // <http://www.hrportal.ru/statistica/index.php> (дата обращения: 10.06.2013).

Халафян А.А. Statistica 6. Статистический анализ данных. М.: Бином-Пресс, 2007. 512 с.

METHODS FOR ESTIMATING THE FISHERIES DATA ACCURACY BASED ON WHELK FISHERY STATISTICAL ANALYSIS

© 2014 y. A. G. Vasilyev

Magadan Research Institute for Fisheries and Oceanography, Magadan, 685000

Statistical analysis of the fisheries data on whelk is presented in the article. It is suggested that the catches comply with the probability distributions. Some types of probability distributions of the catches are considered. New methods of evaluating the accuracy of the fisheries data are offered.

Keywords: invertebrates, Buccinum, fisheries, traps, statistical analysis, probability distributions of catches.