

УДК 59

ПРОГРАММА «БЕЛУХА» ДЛЯ РАСЧЕТА ЧИСЛЕННОСТИ БЕЛУХ ПО ДАННЫМ АВИАУЧЕТА В ОХОТСКОМ МОРЕ

Н.Г. Челинцев

Полномасштабный авиаучет белух ведется в России с 2005 г. в Белом море и с 2009 г. в Охотском море. Расчет численности «поверхностных» белух по данным выборочного авиаучета проводится с помощью программы «БЕЛУХА», в которой применяется алгоритм, имеющий определенные отличия от алгоритмов, используемых в программах «TRANSECT» (Burnham et al., 1980), «SIZETRAN» (Drummer, McDonald, 1987) и «DISTANCE» (Buckland et al., 1993). Для коррекции дистанционного недоучета в программе «БЕЛУХА» в качестве функции обнаружения используется однопараметрическая интегральная логнормальная модель LN. Автоматически осуществляется оптимальное ограничение ширины учетной полосы для уменьшения систематической ошибки, которая может возникнуть при существенном отличии распределения расстояний обнаружения белух от принятой модели функции обнаружения. Расчет полноты обнаружения на оптимально ограниченной полосе ведется по распределению расстояний обнаружения особей белух, благодаря чему нет необходимости оценивать средний размер групп белух у оси маршрута по данным учетной выборки. Экстраполяция выборочных данных ведется раздельно по каждому галсу (трансекту), что позволяет исключить систематическую ошибку экстраполяции при неравномерном размещении галсов на учетной территории, а также получать адекватную оценку статистической ошибки экстраполяции.

Ключевые слова: авиаучет, функция обнаружения, экстраполяция.

Работу программы «БЕЛУХА» рассмотрим на конкретном примере расчета численности белух по данным маршрутного авиаучета, проведенного в Сахалинском заливе Охотского моря 13 сентября 2009 г. научны-

ми сотрудниками Д.М. Глазовым, Е.А. Назаренко, Б.А. Соловьевым, В.И. Чернооком, О.В. Шпак, в рамках международного сотрудничества и научной программы РАН «Белуха – Белый кит». На рис. 1 пред-

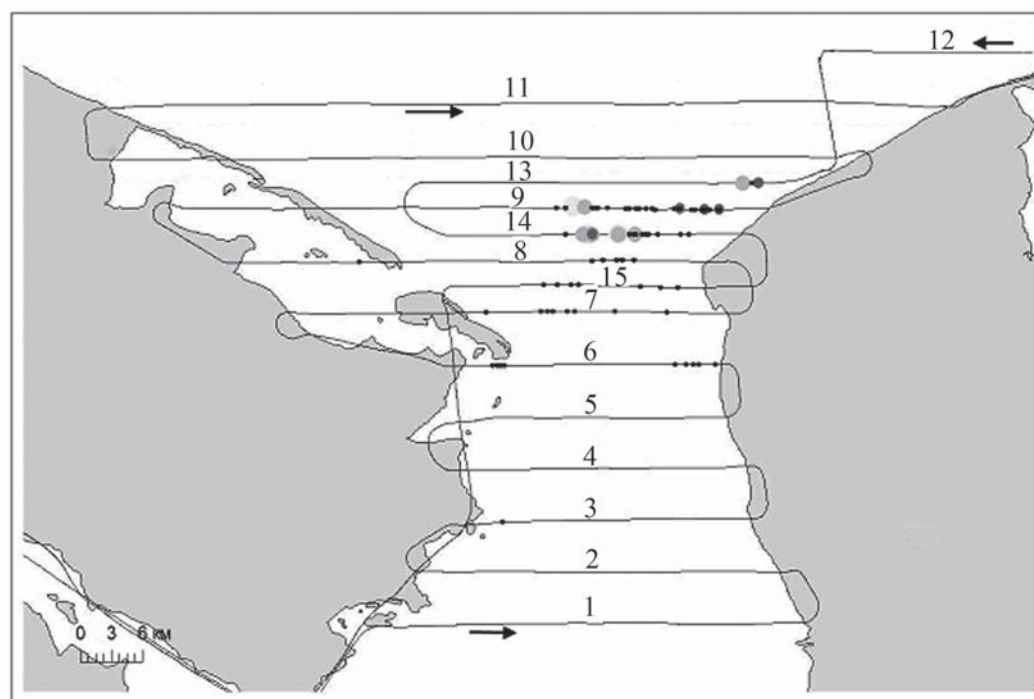


Рис. 1. Картосхема авиаучета белух на 15 параллельных галсах 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря. Номера галсов проставлены в порядке их облета. Схема составлена Е.А. Назаренко и Б.А. Соловьевым

ставлена картосхема учетного маршрута и обнаружений на нем групп белух. Учетный маршрут состоял из 15 параллельных галсов (трансектов) разной длины с разными интервалами между ними.

С помощью программы «БЕЛУХА» получена общая таблица данных обнаружений белух при авиаучете, фрагмент которой представлен в табл. 1. Всего на 15 галсах было обнаружено 189 групп белух, состоящих из 1278 особей. По разным причинам не измерены расстояния от оси учетного маршрута до 10 групп белух с 413 особями. Ширина учетной полосы по каждому борту взята равной максимальному расстоянию (1179 м) обнаружения белух в данном учете. Программа позволила определить число особей (n_i) и групп (k_i) белух с измеренными перпендикулярными расстояниями в каждом из 20 интервалов расстояний обнаружения ($1179:20 = 58,95$ м) и число особей (n_i) и групп (k_i) белух суммарно для каждой учетной полосы шириной t интервалов с каждого борта. Результаты расчета представлены в табл. 2.

Оценка полноты учета белух и коррекция дистанционного недоучета

Поскольку обнаруживаемость белух снижается с увеличением расстояний до них от оси маршрута, то имеет место «дистанционный» недоучет животных, который можно оценить показателем полноты учета белух P на учетной полосе шириной W по каждому борту. В программе «БЕЛУХА» метод расчета полноты учета животных основан на использовании однопараметрической интегральной логнормальной (LN) модели функции обнаружения (Челинцев, 2000)

$$g(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-\frac{1}{\sigma} \ln \frac{y}{a}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du = \Phi\left(-\frac{1}{\sigma} \ln \frac{y}{a}\right),$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right) dv, \quad (1)$$

где y – расстояние обнаружения особей белух от оси маршрута, a – параметр масштаба, σ – фиксированный параметр формы, $\Phi(x)$ – интеграл вероятности.

На рис. 2 показаны соответствующие графики функции обнаружения (1) для трех разных значений параметра формы σ .

Зависимость (1) удовлетворяет наиболее общим требованиям, предъявляемым к функциям обнаруже-

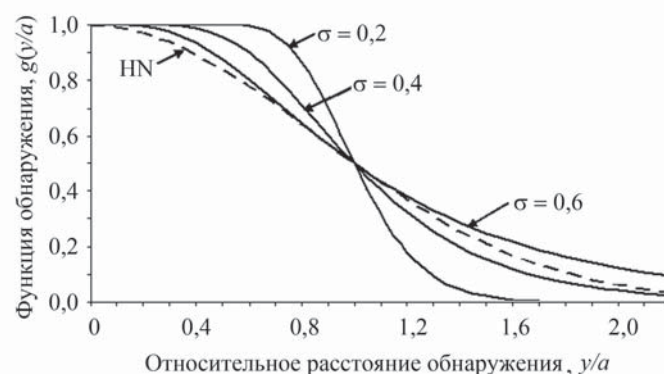


Рис. 2. Графики интегральной логнормальной функции обнаружения (LN), построенные на основе формулы (1) при трех разных значениях параметра формы σ . Для сравнения показан график, соответствующий полунормальной модели функции обнаружения (HN) с сравнительно коротким плато

Т а б л и ц а 1

Данные обнаружений белух (фрагмент)

Номер группы	Номер галса	Расстояние, м	Борт	Число белух		
				взрослые	детеныши	всего
1	3	703	L	1	–	1
2	3	568	L	1	–	1
3	6	276	L	1	–	1
4	6	–	R	1	–	1
5	6	443	R	2	–	2
6	6	270	R	1	1	2
7	6	234	L	1	–	1
8	6	457	R	1	–	1
9	6	558	R	1	–	1
10	6	882	R	1	–	1

Т а б л и ц а 2

Данные обнаружений белух в 20 интервалах перпендикулярных расстояний обнаружения и на учетных полосах шириной от одного до 20 интервалов с каждого борта

Наибольшее расстояние обнаружения в учете, м																				1179
Величина каждого из 20 интервалов перпендикулярных расстояний обнаружения, м																				58,95
Суммарная длина учетных галсов, км																				584,2
Площадь учетной акватории, кв. км																				2275,5
Всего обнаружено особей белух на учетной полосе																				1278
Всего обнаружено групп белух на учетной полосе																				189
<i>i</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
<i>n_i</i>	38	32	21	134	16	23	35	380	7	8	22	5	10	11	8	56	25	30	0	4
<i>k_i</i>	20	15	13	23	14	15	20	20	5	6	6	3	4	2	4	2	5	1	0	1
<i>b_i</i>	1,9	2,13	1,62	5,83	1,14	1,53	1,75	19,0	1,40	1,33	3,67	1,67	2,50	5,5	2,00	28,0	5,00	30,0	–	4,0
<i>t</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
<i>n_t</i>	38	70	91	225	241	264	299	679	686	694	716	721	731	742	750	806	831	861	861	865
<i>k_t</i>	20	35	48	71	85	100	120	140	145	151	157	160	164	166	170	172	177	178	178	179
<i>b_t</i>	1,9	2,0	1,9	3,17	2,84	2,64	2,49	4,85	4,73	4,60	4,56	4,51	4,46	4,47	4,41	4,69	4,69	4,84	4,84	4,83

Обозначения. *n_i*, *k_i*, *b_i* – число особей, число групп, средний размер групп в *i*-м интервале расстояний обнаружения; *n_t*, *k_t*, *b_t* – число особей, число групп, средний размер групп на полосе, включающей *t* интервалов.

ния (Crain et al., 1979; Burnham et al., 1980), а именно, $g(y) = 1$ и $d[g(y)]/dy = 0$ при $y = 0$. Второе из этих требований обеспечивает наличие плато – горизонтального участка в начале функции обнаружения, причем для функции обнаружения (1) плато сохраняется при любом конечном значении параметра формы σ . В программе «БЕЛУХА» используется фиксированное значение параметра формы $\sigma = 0,4$, которое, как показала практика, наилучшим образом подходит к фактическим распределениям расстояний обнаружения белух в проведенных учетах в Белом и Охотском морях (Челинцев, 2010а, 2010б, 2010в; Глазов и др., 2012; Соловьев и др., 2012; Челинцев, 2012).

Алгоритм расчета полноты учета животных на учетной полосе основан на использовании второго момента расстояний обнаружения (Челинцев, 2000). Исходя из выражения (1) с помощью интегрирования по частям получаем выражение для нормированной величины эффективной ширины учетной полосы *B*, отнесенной к ширине полосы по каждому борту *W*:

$$\frac{B}{W} = \frac{1}{W} \int_0^W g(y) dy = \Phi\left(-\frac{1}{\sigma} \ln \frac{W}{a}\right) + \frac{a}{W} \exp\left(0,5\sigma^2\right) \Phi\left(\frac{1}{\sigma} \ln \frac{W}{a} - \sigma\right). \quad (2)$$

Таким же образом получаем нормированную на единицу величину второго момента расстояний обнаружения особей белух $E(y^2)$:

$$G^2 = \frac{3E(y^2)}{W^2} = \frac{W}{B} \left[\Phi\left(-\frac{1}{\sigma} \ln \frac{W}{a}\right) + \left(\frac{a}{W}\right)^3 \exp\left(4,5\sigma^2\right) \Phi\left(\frac{1}{\sigma} \ln \frac{W}{a} - 3\sigma\right) \right]. \quad (3)$$

График зависимости величины *B/W* от величины *G* можно получить, задаваясь значениями *W/a* и вычисляя соответствующие значения *B/W* по формуле (2), а значения *G* – по формуле (3). На рис. 3 представлен график этой зависимости для функции обнаружения (1) при значении параметра формы $\sigma = 0,4$.

Зависимость величины *B/W* от величины *G* с достаточной степенью точности может быть аппроксимирована простым выражением

$$\frac{B}{W} = 0,78G + 0,22G^{4,3}, \quad G = \sqrt{\frac{3E(y^2)}{W^2}}. \quad (4)$$

Для каждой из 20 учетных полос разной ширины по каждому борту *W_i*, содержащей от одного до 20 интервалов расстояний обнаружения, оценка полноты

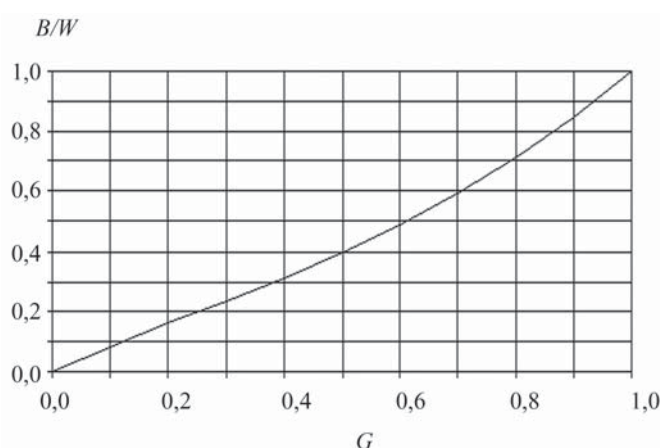


Рис. 3. График зависимости величины B/W от величины G для функции обнаружения (1) при фиксированном параметре формы $\sigma = 0,4$

обнаружения особей белух в программе «БЕЛУХА» ведется по формуле (Челинцев, 2000; 2012)

$$P_t = \frac{B_t}{W_t} = 0,78G_t + 0,22G_t^{4,3},$$

$$G_t = \frac{1}{W_t} \sqrt{\frac{3}{n_t} \sum_{l=1}^{k_t} y_l^2 b_l}, \quad \{t = 1 \div 20\}, \quad (5)$$

где P_t – оценка полноты учета особей белух на учетной полосе шириной W_t по каждому борту; G_t – нормированная среднеквадратическая величина расстояний обнаружения особей для той же полосы; n_t – суммарное количество особей, обнаруженных на той же полосе; k_t – суммарное количество групп белух, обнаруженных на той же полосе; y_l – расстояние обнаружения l -й группы белух из общего количества групп k_t ; b_l – число особей в l -й обнаруженной группе белух. Если расчетное значение $G_t > 1$, то берется $P_t = 1$.

Относительная статистическая ошибка оценки полноты учета P_t для каждой учетной полосы шириной W_t по каждому борту рассчитывается по формуле (Челинцев, 2000; 2012)

$$e(P_t) = \frac{1}{2} \left(\frac{1 + 1,213G_t^{3,3}}{1 + 0,282G_t^{3,3}} \right) \frac{C_t(y^2)}{1 + C_t(b, y^2)} \sqrt{\frac{1 + C_t^2(b)}{k_t}}, \quad (6)$$

где $C_t(y^2)$ – коэффициент вариации для квадратов расстояний обнаружения групп белух на полосе шириной W_t по каждому борту; $C_t(b)$ – коэффициент вариации размеров групп белух b на той же полосе; $C_t(b, y^2)$ – относительная ковариация размеров групп белух (b) и квадратов расстояний их обнаружения

(y^2), равная ковариации этих величин, деленной на средние значения \bar{b} и y^2 . Формула (6) показывает, от каких факторов и каким образом зависит величина статистической ошибки в оценке полноты учета белух на учетной полосе.

Важной частью алгоритма оценки полноты обнаружения и коррекции дистанционного недоучета является автоматическое оптимальное ограничение ширины учетной полосы при проведении расчета численности белух. Ограничение ширины полосы уменьшает систематическую ошибку в оценке полноты учета в тех случаях, когда зависимость вероятности обнаружения белух от их расстояния до оси маршрута существенно отличается от принятой модели функции обнаружения LN.

Оптимальная ширина ограниченной учетной полосы с каждого борта W_{opt} и соответствующее оптимальное число интервалов t_{opt} определяются путем соотношения рассчитанного значения G_t с критериальным значением $G_{t, \text{cr}}$, зависящим от числа групп белух k_t , обнаруженных на учетной полосе шириной с каждого борта W_t

$$G_{t, \text{cr}} = 1 - 0,5k_t^{-0,25}, \quad \{t = 1 \div 20\}. \quad (7)$$

Соотношение (7) подобрано на основе компьютерного моделирования учетной выборки по методу Монте-Карло для разных моделей функции обнаружения. При оптимальном ограничении значение полной ошибки, составленной из статистической и систематической ошибок оценки полноты учета, приближается к минимуму.

Наибольшее число интервалов с каждого борта, для которого выполняется условие

$$G_t > G_{t, \text{cr}}, \quad \{t = 1 \div 20\}, \quad (8)$$

определяет оптимальную ширину ограниченной полосы с каждого борта W_{opt} с оптимальным числом интервалов t_{opt} .

Для нахождения величин W_{opt} и t_{opt} в программе «БЕЛУХА» составлена табл. 3, в которой использованы значения, рассчитываемые по формулам (5)–(8). По данным табл. 3 для проведенного учета в Сахалинском заливе получены следующие значения: $t_{\text{opt}} = 13$, $W_{\text{opt}} = 1179 \times (13:20) = 766,35$ (м), $P_{\text{opt}} = 0,809$, $e(P_{\text{opt}}) = 0,255$ (25,5%).

В табл. 3 для каждого значения P_t $\{t = 1 \div 20\}$ рассчитывается также соответствующее значение параметра масштаба a_t для функции обнаружения (1), которое позволяет построить кривую, аппроксимирующую гистограмму числа обнаруженных

Таблица 3
Определение оптимального ограничения ширины учетной полосы (t_{opt}) и оценка полноты учета белух P_{opt} и ее статистической ошибки $e(P_{opt})$ на полосе оптимальной ширины

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
G_t	1,00	0,97	0,90	1,25	1,05	0,96	0,95	1,33	1,19	1,08	1,01	0,93	0,88	0,83	0,79	0,84	0,83	0,83	0,79	0,76
$G_{t,cr}$	0,76	0,79	0,81	0,83	0,84	0,84	0,85	0,85	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86
P_t	1,000	0,945	0,840	1,000	1,000	0,927	0,912	1,000	1,000	1,000	1,000	0,890	0,809	0,751	0,699	0,762	0,751	0,752	0,697	0,659
$e(P_t)$	0,373	0,246	0,210	0,244	0,240	0,230	0,221	0,261	0,246	0,244	0,245	0,243	0,255	0,248	0,268	0,226	0,241	0,217	0,207	0,209
$n_{t,0}$	38,0	37,0	36,1	56,3	48,2	47,5	46,8	84,9	76,2	69,4	65,1	67,5	69,5	70,6	71,5	66,1	65,1	63,6	65,0	65,7
a_t	1552	993	708	1552	1552	906	851	1552	1552	1552	1552	790	659	584	527	598	584	586	525	487
$C_t(y^2)$	1,35	1,39	1,29	2,73	2,80	2,78	2,70	4,76	4,80	4,84	4,79	4,80	4,80	4,75	4,76	4,52	4,45	4,33	4,33	4,32
$C_t(b)$	1,15	1,07	1,08	0,92	0,92	0,91	0,91	0,90	0,92	0,94	0,99	1,03	1,10	1,13	1,20	1,24	1,32	1,33	1,33	1,37
$C_t(b, y^2)$	0,00	0,05	-0,06	0,45	0,12	-0,04	-0,12	0,70	0,60	0,46	0,38	0,31	0,24	0,24	0,16	0,41	0,35	0,48	0,48	0,45

особей белух в интервалах на полосе оптимальной ширины. Для построения аппроксимирующей кривой в табл. 3 рассчитывается также величина $n_{t,0}$ – скорректированное на недоучет число особей белух, приходящееся в среднем на один интервал расстояний обнаружения для полосы, состоящей из t интервалов,

$$n_{t,0} = n / tP, \quad \{t = 1 \div 20\}. \quad (9)$$

На рис. 4 показана построенная с помощью программы «БЕЛУХА» гистограмма обнаруженных особей белух в интервалах расстояний обнаружения, полученная по данным авиаучета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря, а также кривая, аппроксимирующая гистограмму на оптимально ограниченной полосе с числом интервалов $t_{opt} = 13$.

Аппроксимирующая кривая для оптимально ограниченной ширины учетной полосы по каждому борту $W_{opt} = 766,35$ м строится на основе функции обнаружения (1) по формуле

$$n(y) = n_{opt,0}g(y) = n_{opt,0}\Phi\left(-\frac{1}{\sigma} \ln \frac{y}{a_{opt}}\right), \quad (10)$$

где $\sigma = 0,4$ и рассчитанные при $t_{opt} = 13$ значения (табл. 3) равны $n_{opt,0} = 69,5$ и $a_{opt} = 659$ м.

Анализ показывает, что оценки полноты обнаружения белух на учетной полосе с использованием метода моментов по формуле (5) очень близки к оценкам, рассчитанным «методом максимального правдоподобия» (м.м.п.), но намного проще вычисляются.

Раздельная экстраполяция по каждому галсу

В программе «БЕЛУХА» применяется раздельная экстраполяция по каждому галсу (Челинцев, 2000; 2012). На каждом s -м галсе рассчитывается плотность населения поверхностных белух D_s при оптимально ограниченной ширине учетной полосы с каждого борта W_{opt} по формуле

$$D_s = n_s / q_s, \quad q_s = 2L_sW_{opt}, \quad \{s = 1 \div u\}, \quad (11)$$

где n_s – количество белух, обнаруженных на s -м галсе на учетной ленте длиной L_s и шириной W_{opt} по каждому борту; q_s – площадь учетной ленты на s -м галсе; u – общее число галсов в учете. Длина L_s и ширина W_{opt} в формуле (11) берутся в километрах.

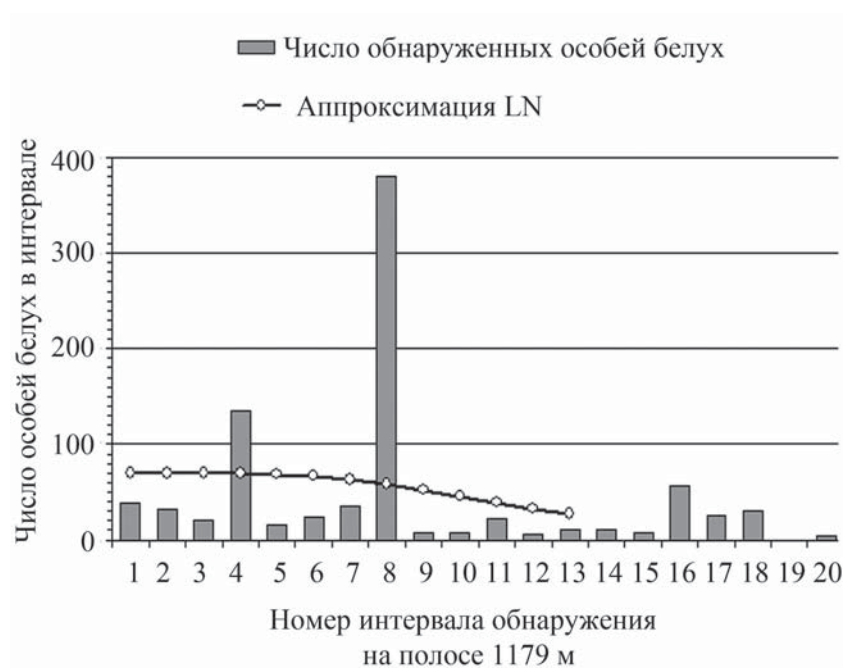


Рис. 4. Гистограмма числа обнаруженных особей белух в 20 интервалах расстояний обнаружения и рассчитанная по формуле (10) модельная кривая LN, аппроксимирующая гистограмму на полосе ограниченной ширины по каждому борту $W_{\text{opt}} = 766,35$ м при $t_{\text{opt}} = 13$ интервалов. Диаграмма построена с помощью программы БЕЛУХА по данным учета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря

Экстраполированное число белух на площади сектора экстраполяции, относящегося к s -му галсу, рассчитывается по формуле

$$N_s = D_s Q_s, \quad \{s = 1 \div u\}, \quad (12)$$

где Q_s – площадь экстраполяции для s -го галса.

В общем случае, когда интервалы между параллельными смежными галсами существенно различаются, площадь каждого сектора экстраполяции определяется следующим образом. Для каждой пары соседних галсов проводится параллельная галсам разделяющая линия на равном расстоянии от них. Для каждого s -го галса измеряется по карте соответствующая ему площадь сектора экстраполяции Q_s , ограниченная ближайшими разделяющими линиями между галсами и внешней границей учетного района. Для учета в Сахалинском заливе 13 сентября 2009 г. 6 интервалов между 7, 15, 8,

14, 9, 13 и 10 галсами вдвое меньше (2,47 км), чем 8 интервалов между галсами 1–7 и 10–12 (4,94 км) (рис. 1). При этом расчетная плотность населения в центральных галсах 15, 8, 14 и 9 в несколько раз выше, чем на остальных галсах.

В частном случае, если параллельные учетные галсы размещены в акватории учетного района равномерно (с равными интервалами), то площадь сектора экстраполяции для каждого галса Q_s можно рассчитать по формуле

$$Q_s = Q \frac{L_s}{L}, \quad L = \sum_{s=1}^u L_s, \quad \{s = 1 \div u\}, \quad (13)$$

где Q – площадь всего учетного района, L – суммарная длина учетных галсов в районе.

Статистическая ошибка экстраполяции для каждого s -го (не крайнего) галса рассчитывается на основе разностей плотности населения в парах смежных галсов по формуле (14) (Челинцев, 2000; 2012)

$$m(N_s) = Q_s \sqrt{\left(1 - \frac{P_{\text{opt}} q_s}{Q_s}\right) \left[\frac{(D_{s-1} - D_s)^2 (L_{s-1} + L_s) + (D_s - D_{s+1})^2 (L_s + L_{s+1})}{2(L_{s-1} + 2L_s + L_{s+1})} \right]}. \quad (14)$$

Для крайних галсов, имеющих смежный галс только с одной стороны, статистические ошибки экстраполяции рассчитываются соответственно по формулам

$$m(N_1) = Q_1 \sqrt{1 - \frac{P_{\text{opt}} q_1}{Q_1} \frac{|D_1 - D_2|}{\sqrt{2}}},$$

$$m(N_u) = Q_u \sqrt{1 - \frac{P_{\text{opt}} q_u}{Q_u} \frac{|D_{u-1} - D_u|}{\sqrt{2}}}. \quad (15)$$

Экстраполированная оценка численности поверхностных белух в учетном районе и ее статистическая ошибка рассчитываются по формулам

$$N_o = \sum_{s=1}^u N_s, \quad (16)$$

$$m(N_o) = \sqrt{\sum_{s=1}^u m^2(N_s)}. \quad (17)$$

Скорректированная на дистанционный недоучет оценка численности поверхностных белух в учетном районе и ее статистическая ошибка рассчитываются по формулам

$$N = N_o / P_{\text{opt}}, \quad (18)$$

$$e(N) = \sqrt{e^2(N_o) + e^2(P_{\text{opt}})},$$

$$e(N_o) = m(N_o) / N_o, \quad (19)$$

где $e(N_o)$ – относительная статистическая ошибка экстраполяции, $e(P_{\text{opt}})$ – относительная статистическая ошибка оценки полноты учета на оптимально ограниченной полосе, рассчитанная по формуле (6).

Исходя из предположения о логнормальном распределении оценки N численности белух, нижняя (N_L) и верхняя (N_U) границы доверительного интервала (при уровне доверия 95%) рассчитываются по формулам

$$N_L = n + (N - n) \exp(-1,96h - 0,5h^2),$$

$$N_U = n + (N - n) \exp(1,96h - 0,5h^2),$$

$$h = \sqrt{\ln \left[1 + m^2(N) / (N - n)^2 \right]}, \quad (20)$$

где n – общее число всех обнаруженных на учетных галсах особей белух.

Формула (20) построена так, чтобы значение нижнего доверительного предела не было меньше фактического количества обнаруженных при учете особей белух, особенно в случаях, когда интервалы между галсами не намного больше ширины учетной полосы. Если интервалы между галсами во много раз превышают ширину учетной полосы, как например при авиаучете белух в Белом море с интервалами между галсами 10–20 км, то доверительные пределы оценки численности белух в учетном районе рассчитываются по формулам (20) при условии $n = 0$ (Челинцев, 2000)

$$N_L = N \exp(-1,96f - 0,5f^2),$$

$$N_U = N \exp(1,96f - 0,5f^2),$$

$$f = \sqrt{\ln \left[1 + e^2(N) \right]}. \quad (21)$$

Результаты расчета численности по программе «БЕЛУХА» с отдельной экстраполяцией по каждому галсу представлены в табл. 4, где номера галсов располагаются в соответствии с порядком размещения галсов на учетной акватории (рис. 1).

Если какая-то часть обнаружений белух в данном учетном районе не имеет измеренных расстояний обнаружения, то для более правильной оценки численности белух вводится поправка путем умножения оценки численности на отношение общего числа обнаруженных в данном районе белух к числу белух с измеренными расстояниями обнаружения по формуле

$$N_c = N \frac{n}{n_d}, \quad e(N_c) = e(N), \quad (22)$$

где n – общее число обнаруженных белух при учете, n_d – число обнаруженных белух с измеренными расстояниями до оси маршрута. Следует сказать, что при учете необходимо обязательно измерять расстояния обнаружения для каждой из обнаруженных групп, в крайнем случае, оценивая их «на глаз», так как отсутствие расстояний обнаружения у части групп существенно снижает надежность оценок полноты учета и численности белух.

Для данных учета в Сахалинском заливе 13 сентября 2009 г. поправка оценки численности белух с использованием формулы (22) при $n = 1278$ особей и $n_d = 865$ особей дает уточненную оценку численности поверхностных белух в учетном районе $N_c = 1492 \times (1278 : 865) = 2204$ особей с рассчитанным по формуле (20) доверительным интервалом 1436–4344 особи.

Т а б л и ц а 4
Расчет численности белух по данным выборочного авиаучета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря

Номер галса	Длина галса, км	Площадь учетной ленты, км ²	Белухи, обнаруженные на оптимальной полосе		Плотность населения, особей/км ²	Площадь сектора, км ²	Экстраполированная численность	Статистическая ошибка экстраполяции
			число особей	число групп				
1	39,8	61,0	0	0	0,000	196,6	0	0
2	34,7	53,2	0	0	0,000	171,4	0	3
3	26,5	40,6	2	2	0,049	130,9	6	4
4	27,0	41,4	0	0	0,000	133,3	0	3
5	27,9	42,7	0	0	0,000	137,6	0	12
6	24,7	37,8	8	7	0,211	122,0	26	11
7	41,7	63,9	16	8	0,250	154,4	39	22
15	25,1	38,5	23	12	0,597	62,1	37	10
8	44,6	68,3	59	43	0,864	110,0	95	170
14	28,2	43,3	225	13	5,198	69,8	363	104
9	57,2	87,7	386	77	4,404	141,3	622	216
13	35,7	54,7	12	2	0,219	88,2	19	126
10	71,0	108,8	0	0	0,000	263,1	0	21
11	80,1	122,8	0	0	0,000	395,6	0	0
12	20,1	30,8	0	0	0,000	99,2	0	0
Итого	584,3	895,4	731	164	0,530	2275,5	1207	322
Экстраполированная оценка численности 1207 (0,267)*								
Полнога учета белух на оптимальной полосе 0,809 (0,255)*								
Оценка численности белух с коррекцией дистанционного недоучета 1492 (0,369)*								
Доверительный (95%) интервал оценки численности белух в учетном районе 1283–2544								

Примечания. Число параллельных галсов 15; максимальная ширина учетной полосы с каждого борта 1179 м; площадь района 2275,5 км²; оптимальная ширина полосы с каждого борта 766,35 м.

*В скобках указана относительная статистическая ошибка.

Обсуждение

Оценка полноты обнаружения белух на учетной полосе

Достаточно полный перечень методов оценки полноты учета и коррекции дистанционного недоучета дается в работе Т. Quinn, V. Gallucci (1980). Некоторые подходы обсуждаются также в книге «Математические основы...» (Челинцев, 2000). Представляет интерес сравнение алгоритма оценки полноты учета с использованием модели функции обнаружения (1) в программе «БЕЛУХА» с алгоритмами, используемыми в других программах, в частности, в наиболее широко применяемой в настоящее время программе «DISTANCE» (версия 6.0). Поскольку в данной программе оценка полноты обнаружения и коррекция дистанционного недоучета проводятся для обнаружений групп, то на рис. 5 показана гистограмма обнаружений групп белух в 20 интервалах расстояний обнаружения до максимального расстояния 1179 м по данным авиаучета в Сахалинском заливе Охотского моря 13 сентября 2009 г. На основе параметров, рассчитанных по программе «DISTANCE» для учетной полосы с каждого борта 1179 м и трех

ключевых моделей функции обнаружения HN (half-normal), HR (hazard-rate) и Un (Uniform) с дополнительными корректирующими членами в форме косинусоид, построены графики кривых

$$k_0(y) = k_0 g(y), \quad k_0 = k/tP_k, \quad (23)$$

где k_0 – скорректированное на дистанционный недоучет среднее число групп белух, приходящееся на один интервал расстояний обнаружения; k – общее число групп белух, обнаруженных на учетной полосе, содержащей t интервалов расстояний обнаружения; $g(y)$ – функция обнаружения, рассчитанная по программе «DISTANCE»; P_k – оценка полноты учета для обнаружений групп белух, полученная по программе «DISTANCE».

Для сравнения на рис. 5 показана также кривая, которая может быть получена, если применить алгоритм оценки полноты обнаружения с использованием модели LN для обнаружения групп белух. Эта кривая рассчитывается по формуле

$$k(y) = k_0 \Phi[-2,5 \ln(y/a_k)], \quad k_0 = k/tP_k, \quad (24)$$

где a_k – значение параметра масштаба для обнаружений групп белух на оптимально ограниченной учет-

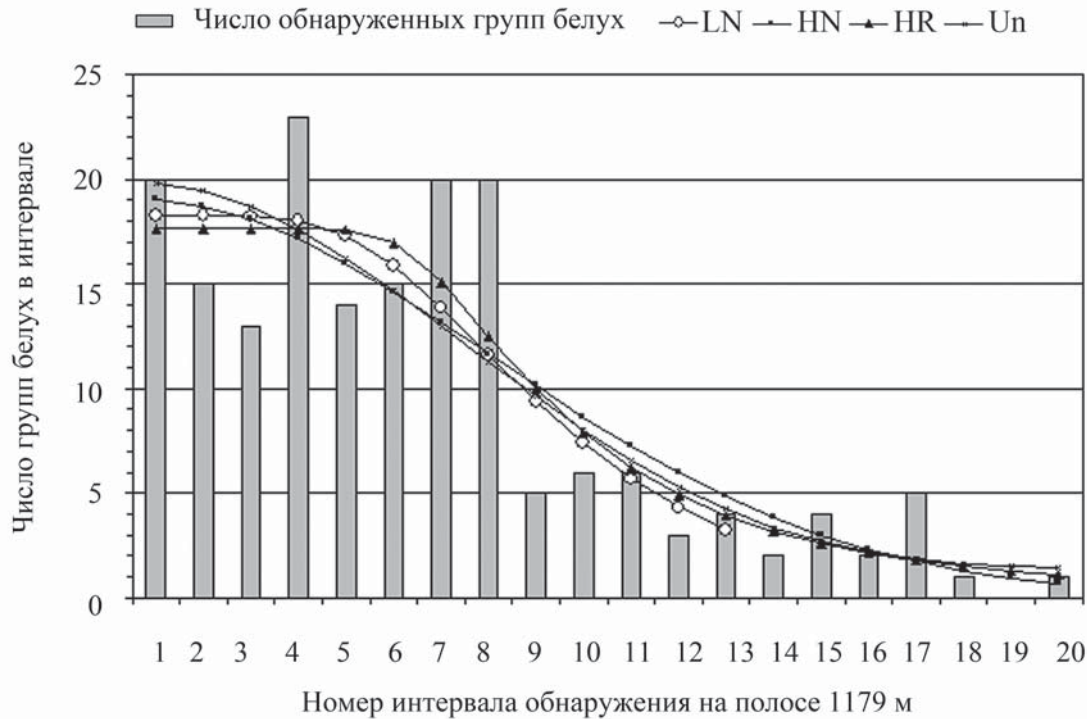


Рис. 5. Гистограмма числа обнаруженных групп белух в 20 интервалах расстояния обнаружения на учетной полосе шириной 1179 м по каждому борту и аппроксимирующие графики, построенные на основе формулы (23) по параметрам, рассчитанным программой DISTANCE для трех моделей функций обнаружения HN, HR и Un. Для сравнения приведен график функции (24), рассчитанный с использованием модели LN для обнаружения групп белух на оптимально ограниченной учетной полосе при $t = 13$ и $W_t = 766,35$ м

ной полосе, состоящей из 13 интервалов расстояний обнаружения с каждого борта. Для ограниченной полосы при $t_{\text{opt}} = 13$ и $W_{\text{opt}} = 766,35$ м применение модели LN для обнаружений групп белух позволило получить следующие значения: $k_0 = 18,25$, $a_k = 518,8$ м и $P_k = 0,691$.

Для данных авиаучета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе при использовании моделей HN и HR в программе «DISTANCE» дополнительные косинусоиды не потребовались, а модель Un содержит две косинусоиды первого и второго порядка.

Поскольку величина k_0 для каждой модели функции обнаружения обратно пропорциональна соответствующей величине P_k , то начальные ординаты графиков на рис. 5 показывают, насколько отличаются друг от друга скорректированные на недоучет оценки численности групп белух с использованием разных моделей функции обнаружения.

Графики на рис. 5 показывают, что использование разных моделей функций обнаружения дает несколько отличающиеся значения оценок полноты учета и соответственно разные значения оценок численности групп белух, скорректированных на дистанционный недоучет. Разница в оценках полноты учета для моде-

лей HN, HR, Un и LN обусловлена разной протяженностью горизонтального участка (плато) в начальной части построенных графиков. Для самого протяженного плато модели HR оценка полноты учета на 12,9% больше, чем для модели Un с самым коротким плато, т.е. разброс оценок полноты учета составляет 12,9%.

Мы провели также расчет по программе «DISTANCE» для трех моделей функций обнаружения HN, HR, Un на ограниченной учетной полосе при $t = 13$ и $W = 766,35$ м. На рис. 6 приведены графики $k(y)$, рассчитанные по формуле (23) для разных моделей функции обнаружения. Для сравнения повторно построен график, рассчитанный по модели LN.

При ограничении ширины учетной полосы модель HR не потребовала дополнительных корректирующих членов, для модели Un потребовались две косинусоиды первого и второго порядка, как и на неограниченной полосе, а для модели HN потребовался дополнительный корректирующий член в виде косинусоиды второго порядка. При ограничении ширины учетной полосы разброс оценок полноты учета, отражаемый отношением начальных ординат графиков HN и HR на рис. 6, существенно сократил-

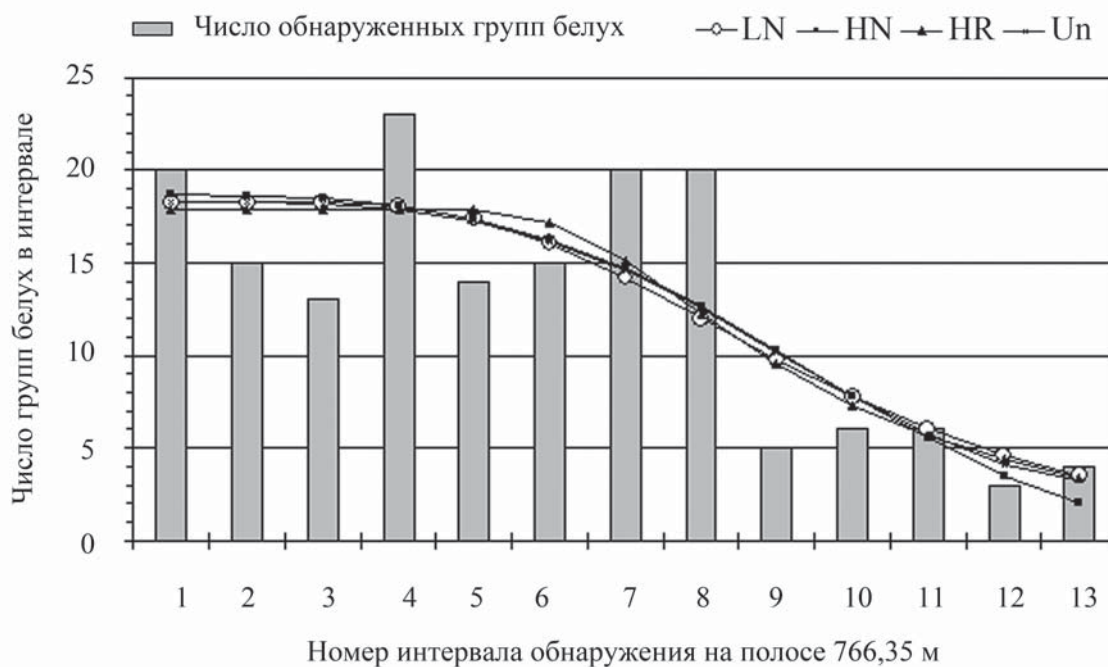


Рис. 6. Аппроксимирующие графики числа групп белух в интервалах расстояний обнаружения, полученные по формуле (23) на основе параметров, рассчитанных по программе DISTANCE для трех моделей функций обнаружения HN, HR и Un при ограничении ширины учетной полосы по каждому борту до 766,35 м (13 интервалов). Для сравнения показан повторно график на основе модели LN

ся и стал равным 4,6%. По сравнению с учетом на полосе 1179 м разброс оценок полноты учета уменьшился в 2,8 раза.

Ограничение ширины учетной полосы приводит к сокращению используемого числа обнаруженных групп белух с измеренными расстояниями обнаружения с $k = 179$ групп на неограниченной полосе (1179 м) до $k = 164$ групп на ограниченной полосе (766,35 м), т.е. всего на 8,4%. В программе «DISTANCE» нет четких указаний, в каких случаях и насколько нужно ограничивать учетную полосу. В отличие от этого в программе «БЕЛУХА» оптимальное ограничение учетной полосы проводится автоматически по изложенному выше алгоритму.

В табл. 5 приведены результаты оценок полноты обнаружения на основе моделей функции обнаружения HN, HR и Un в программе «DISTANCE» для неограниченной и ограниченной ширины учетной полосы, а также в целях сравнения дана оценка полноты учета по модели LN на ограниченной полосе, но не по данным обнаружения особей, как в стандартной программе «БЕЛУХА», а по данным обнаружения групп белух.

При автоматическом выборе по критерию AIC «лучшей» из трех ключевых моделей в программе «DISTANCE» как на неограниченной, так и на ограниченной полосе оказалась модель функции обнаружения HR. Для модели HR на ограниченной полосе $AIC = 2144,94$. Для функции обнаружения групп белух на основе модели LN, представленной на рис. 5, 6, критерий $AIC = 2144,20$, а следовательно, в данном случае модель LN по критерию AIC оказалась «лучше» модели HR. Процедура выбора «лучшей» модели функции обнаружения приводит к увеличению статистической ошибки в оценке полноты учета, что никак не оценивается в программе «DISTANCE».

Разработан оригинальный метод расчета полноты обнаружения особей на основе трехпараметрической модели функции обнаружения HR (M. Kingsley, личное сообщение). В этом методе не применяется выбор альтернативных моделей функции обнаружения и не используются дополнительные корректирующие члены для предложенной модели.

Экстраполяция

В программе «DISTANCE» при использовании варианта расчета «R3/P3» экстраполированная оценка численности групп белух на полосе шириной 1179 м по каждому борту равна 296 группам белух с относительной статистической ошибкой 41,0%. Расчет проводится по формулам, основанным на схеме случай-

Таблица 5
Оценка полноты учета, полученная по программе DISTANCE для трех моделей обнаружения HN, HR и Un на неограниченной и ограниченной полосе (для сравнения дана оценка на основе модели LN для обнаруженных групп белух на ограниченной полосе)

Модель функции обнаружения	Ширина учетной полосы, W (м)	Число интервалов рассто-яния обнаружения t	Количество обнаруженных групп белух на полосе W	Число параметров, m	Оценка полноты учета, P	Коэффициент вариации оценки полноты, CV (%)	Начальная ордина-та аппроксима-ционной кривой k ₀	Отличие k ₀ для мо-делей HN, HR, Un от k ₀ для модели LN (%)
HN	1179	20	179	1	0,469	5,46	19,08	4,5
HR				2	0,508	7,05	17,62	-3,4
Un				2	0,450	6,93	19,89	9,0
HN	766,35	13	164	2	0,675	13,01	18,69	2,4
HR				2	0,706	6,51	17,87	-2,1
Un				2	0,689	11,68	18,31	0,3
LN				1	0,691	5,90	18,25	-

ного размещения галсов (Buckland et al., 1993, p. 92).

При использовании метода отдельной экстраполяции по каждому галсу по формулам (11)–(12) программы «БЕЛУХА», но не для обнаружения особей, а для обнаружения групп белух, получается оценка экстраполированной численности, равная 204 группам с соответствующей статистической ошибкой 30,9%. Уменьшение экстраполированной оценки численности групп белух в 1,45 раза при отдельной экстраполяции по каждому галсу происходит потому, что галсы 7, 15, 8, 14, 9, 13, 10 с более высокой плотностью населения дают уменьшенный вклад в общую экстраполированную численность вследствие относительно меньших интервалов между этими галсами и меньших коэффициентов экстраполяции.

Для данных учета с ограничением ширины учетной полосы до 766,35 м по каждому борту оценка экстраполированной численности по программе «DISTANCE» равна 417 группам со статистической ошибкой 42,2%. При использовании отдельной экстраполяции по каждому галсу для обнаружений групп с использованием формул (11)–(12) оценка численности равна 285 группам (меньше в 1,46 раза) со статистической ошибкой 32,3%.

Таким образом, в обоих вариантах экстраполяции для неограниченной и ограниченной ширины учетной полосы оценки численности групп белух, рассчитанные по программе «DISTANCE», необоснованно завышаются (соответственно в 1,45 и 1,46 раза), поскольку не учитывается неравенство интервалов между галсами.

В работах (Kingsley et al., 1985; Stenson et al., 1993; Kingsley, 2000) предложен метод отдельной экстраполяции по группам галсов с равными интервалами между галсами в каждой группе. Однако в этих работах в качестве исходной выборочной переменной используется не плотность населения, а число обнаруженных особей на каждом галсе, и поэтому возможно смещение оценки численности при большой разнице в длинах галсов. Заметим, что в предложенном методе экстраполяция проводится так же, как в программе «БЕЛУХА» (не по обнаружениям групп животных, а по обнаружениям особей).

Применяемый в программе «БЕЛУХА» метод отдельной экстраполяции по каждому учетному галсу является достаточно универсальным и дает возможность проводить алгоритмически обоснованную экстраполяцию при самых разных схемах последовательного размещения учетных галсов. Учетный маршрут может иметь пилообразную или зигзаго-

образную форму при любом соотношении интервалов между галсами. Методика отдельной экстраполяции по каждому учетному галсу применялась при расчете численности белух по данным авиаучета в августе 2010 г. в Сахалинском заливе и Амурском лимане, а также при авиаучетах белух в Белом море в 2005–2011 гг. В некоторых из этих учетов использовались зигзагообразные маршруты с неравными интервалами между галсами. В этих случаях площадь экстраполяции для каждого галса определяется средними линиями между данным галсом и соседними.

Оценка среднего размера групп в популяции

В табл. 6 приведены результаты поэтапного расчета численности белух с использованием программы «DISTANCE» по данным авиаучета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря. Оценки представлены в двух вариантах для неограниченной ширины учетной полосы по каждому борту (1179 м) и ограниченной ширины (766,35 м).

Оценки среднего размера групп белух в популяции $E(s)$ определены на третьем этапе расчета по программе «DISTANCE» для трех моделей функции обнаружения с использованием четырех предложенных в программе вариантов уравнений регрессии, указанных в табл. 6.

Регрессии без логарифмирования размеров групп $s \sim g(y)$ и $s \sim y$ дают более высокие оценки среднего размера групп в популяции с очень большими значениями коэффициентов вариации. Для варианта расчета на неограниченной учетной полосе все регрессии оказались достоверными при уровне значимости 0,15.

Для варианта расчета с ограничением ширины учетной полосы регрессии без логарифмирования оказались недостоверными при уровне значимости 0,15 из-за высоких значений коэффициентов вариации. Для недостоверных регрессий в табл. 6 приведены по две оценки среднего размера групп белух, полученные как с использованием регрессии, так и без ее использования, когда для расчета численности особей белух применяется оценка среднего размера групп в учете \bar{s} . Такие оценки в табл. 6 отмечены звездочкой (*).

Разброс оценок среднего размера групп в популяции для четырех уравнений регрессии и трех моделей функции обнаружения очень велик и составляет 2,01 (1,834–3,680) на неограниченной полосе и 1,92 (1,921–3,688) на ограниченной полосе.

Вместо использования в программе «DISTANCE» уравнений регрессии для оценки среднего размера

Т а б л и ц а 6

Поэтапный расчет численности белух по программе «DISTANCE» (в выражении регрессии: s – размер групп белух, y – расстояние обнаружения групп белух)

Экстраполяция			Коррекция дистанционного недоучета				Оценка среднего размера групп			Численность особей			
число обнаруженных групп, k	экстраполированная численность групп, K_{ex}	CV (%)	модель функции обнаружения	полнота учета групп белух, P_k	CV (%)	скорректированная численность групп, K	CV (%)	регрессия для оценки среднего размера групп в популяции	средний размер групп в популяции, $E(s)$	CV (%)	оценка численности особей N по DISTANCE	CV (%)	численность без завышения при экстраполяции
Неограниченная ширина полуполосы 1179 м. Средний размер групп в учете $\bar{S} = 4,832$ ($CV = 32,3\%$)													
179	296 (оценка завышена в 1,45 раза)	41,0	Half-normal (HN)+cos	0,469	5,46	631	41,4	$\ln(s) \sim g(y)$	1,969	8,23	1242	42,2	856
								$s \sim g(y)$	2,863	79,2	1806	89,4	1246
								$\ln(s) \sim y$	1,835	8,24	1157	42,2	798
								$s \sim y$	2,248	116	1418	123	978
			Hazard-rate (HR)+cos	0,508	7,05	582	41,6	$\ln(s) \sim g(y)$	2,133	8,21	1242	42,4	856
								$s \sim g(y)$	3,680	51,8	2143	66,4	1478
								$\ln(s) \sim y$	1,834	8,24	1068	42,4	736
								$s \sim y$	2,248	116	1309	124	903
			Uniform (Un)+cos	0,450	6,93	658	41,6	$\ln(s) \sim g(y)$	1,964	8,25	1291	42,4	890
								$s \sim g(y)$	2,735	84,9	1797	94,5	1237
								$\ln(s) \sim y$	1,834	8,24	1206	42,4	832
								$s \sim y$	2,248	116	1477	123	1019
Ограниченная ширина полуполосы 766,35 м. Средний размер групп в учете $\bar{S} = 4,457$ ($CV = 37,4\%$)													
164	417 (оценка завышена в 1,46 раза)	42,2	Half-normal (HN)+cos	0,675	13,0	617	44,2	$\ln(s) \sim g(y)$	2,047	7,97	1263	44,9	865
								$s \sim g(y)$	3,389	64,7	2091	78,4	1432
								$s \sim g(y)$	4,457*	37,4	2751	57,9	1884
								$\ln(s) \sim y$	1,921	8,02	1185	44,9	812
								$s \sim y$	2,155	142	1330	149	911
								$s \sim y$	4,457*	37,4	2751	57,9	1884
			Hazard-rate (HR)+cos	0,706	6,57	591	42,7	$\ln(s) \sim g(y)$	2,086	7,96	1232	43,4	844
								$s \sim g(y)$	3,688	54,2	2177	69,0	1491
								$s \sim g(y)$	4,457*	37,4	2632	56,8	1803
								$\ln(s) \sim y$	1,921	8,02	1134	43,4	777
								$s \sim y$	2,155	142	1272	148	871
								$s \sim y$	4,457*	37,4	2632	56,8	1803
			Uniform (Un)+cos	0,689	11,7	605	43,8	$\ln(s) \sim g(y)$	2,069	7,97	1252	44,5	858
								$s \sim g(y)$	3,632	58,4	2196	73,0	1504
								$s \sim g(y)$	4,457*	37,4	2696	57,6	1846
								$\ln(s) \sim y$	1,921	8,02	1162	44,5	796
								$s \sim y$	2,155	142	1303	149	892
								$s \sim y$	4,457*	37,4	2696	57,6	1846

групп белух в популяции можно применить метод Куинна (Quinn, 1985), в котором используется разделение обнаруженных групп по размерным классам. Для каждого размерного класса r мы рассчитали оценки полноты учета групп белух $P_{k,r}$ и особей P_r с использованием формулы (4) и оценки экстраполированной численности групп K_r и особей N_r по формулам

$$K_r = \frac{k_r Q}{P_{k,r} q}, \quad N_r = \frac{n_r Q}{P_r q}, \quad q = 2LW, \quad (25)$$

где k_r и n_r – соответственно число обнаруженных групп и особей белух на учетной полосе для групп белух класса r , Q – площадь учетной акватории (2275,5 км²), L – суммарная длина всех учетных галсов (584,3 км), W – ограниченная ширина учетной полосы по каждому борту (0,76635 км), q – площадь учетной ленты (895,4 км²). Средний размер групп животных в популяции рассчитывается в методе Куинна по формуле

$$E(s) = \sum_r N_r / \sum_r K_r = \sum_r \frac{n_r}{P_r} / \sum_r \frac{k_r}{P_{k,r}}. \quad (26)$$

Рассчитанная по формуле (26) оценка $E(s)$ равна 3,766. Это значение существенно больше (в 1,76–1,96 раза) оценок, рассчитанных по программе «DISTANCE» для уравнений регрессии с логарифмированием размера групп и для уравнения $s \sim y$. Детали расчета представлены в табл. 7.

Оценка среднего размера групп белух в популяции может быть также получена исходя из значения $n_{\text{opt},0} = 69,5$, рассчитанного с использованием модели функции обнаружения LN по формуле (9) и значения $k_0 = 18,25$, рассчитанного по формуле (23). Оценка среднего размера групп в популяции при этом равна

$E(s) = n_{\text{opt},0}/k_0 = 3,808$, и она всего на 1,1% больше оценки по методу Куинна (3,766). На рис. 7 показана диаграмма оценок среднего размера групп белух в популяции, представленных в табл. 6, а также для сравнения гистограммы оценок по методу Куинна и с использованием модели LN.

Для расчета среднего размера групп белух в популяции вместо варианта линейной регрессии $s = a + by$, используемой в программе «DISTANCE», можно применить параболическую регрессию

$$s = a + by^2, \quad (27)$$

которая в отличие от линейной регрессии имеет нулевой наклон в начале. Для данных учета белух 13 сентября 2009 г. в Охотском море оценка среднего размера групп белух $E(s)$ в популяции, рассчитанная с применением параболической регрессии (27), равна 3,676 и близка к оценке по методу Куинна (3,766).

Предложенные в программе «DISTANCE» три из четырех вариантов уравнений регрессии дают существенно заниженные оценки среднего размера групп белух в популяции ($E(s) = 1,921 \div 2,155$). Вариант уравнения регрессии $s \sim g(y)$ дает более высокие оценки ($E(s) = 2,735 \div 3,688$), существенно зависящие от формы принятой функции обнаружения. Заметим, что в программе «БЕЛУХА» алгоритм оценки численности белух вообще не требует знания среднего размера групп белух в популяции.

Оценка численности особей

В графе табл. 6 «Численность особей» приведены оценки численности особей белух и коэффициенты вариации этих оценок, полученные по программе «DISTANCE». Разброс оценок численности белух по программе «DISTANCE» составляет $2143:1068 = 2,01$

Т а б л и ц а 7

Оценка среднего размера групп белух в популяции по методу Куинна (Quinn, 1985)

Размер групп (класс), r	1	2	3–4	5–15	>15	Все классы
Число обнаруженных групп, k_r	112	26	14	8	4	164
Полнота учета групп, $P_{k,r}$	0,617	0,906	0,951	0,624	0,696	
Оценка численности групп, K_r	461,3	72,9	37,4	32,6	14,6	618,8
Число обнаруженных особей, n_r	112	52	47	73	447	731
Полнота учета особей, P_r	0,617	0,906	0,959	0,734	0,844	
Оценка численности особей, N_r	461,3	145,8	124,5	252,8	1346,2	2330,6
Средний размер групп в популяции, $E(s)$	1	2	3,329	7,775	92,205	3,766

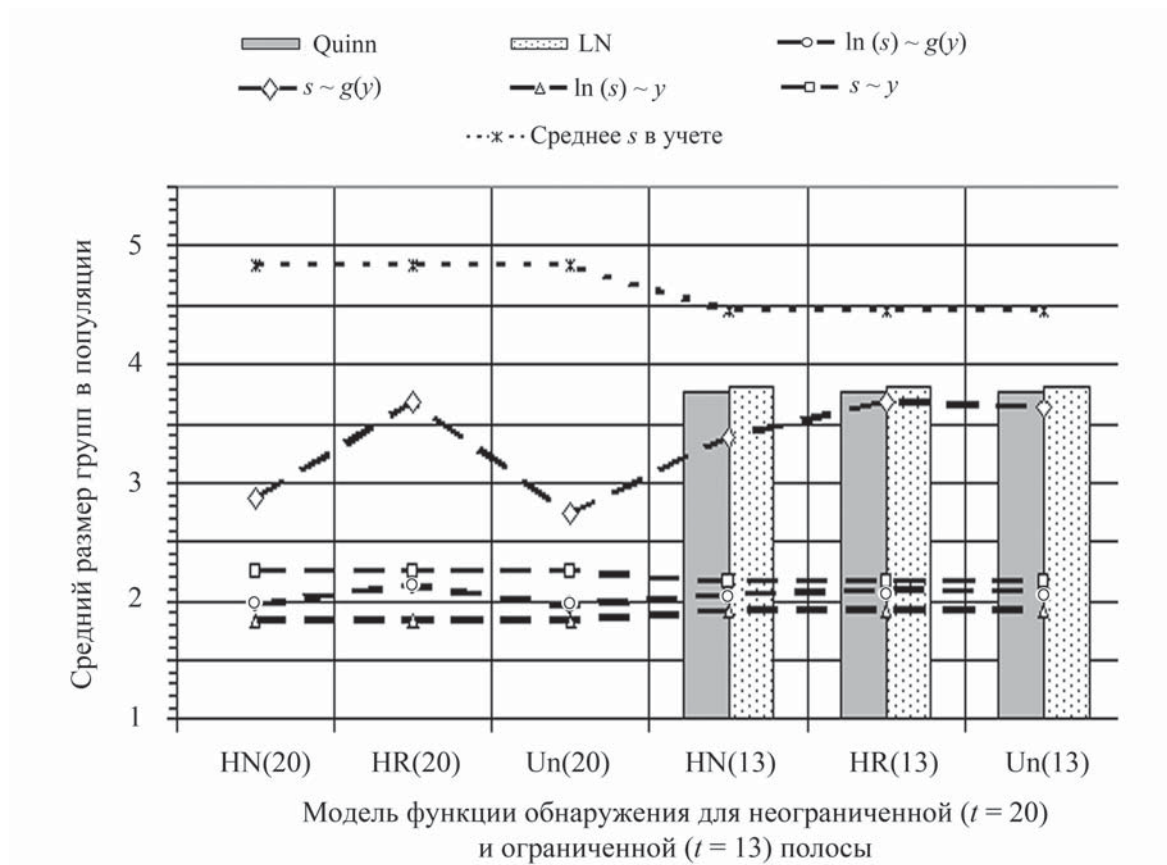


Рис. 7. Оценки по программе DISTANCE среднего размера групп белух в популяции для четырех уравнений регрессии и трех моделей функции обнаружения для неограниченной и ограниченной ширины учетной полосы. Для сравнения показаны значения средних размеров групп белух в учете, а также гистограммы оценок, рассчитанных по методу Куинна и на основе модели LN

на неограниченной полосе и $2196:1134 = 1,94$ на ограниченной полосе. Если включить в оценки численности также те, которые получены при недостоверной регрессии с заменой $E(s)$ на \bar{s} , то разброс оценок для ограниченной полосы будет еще больше и составит $2751:1134 = 2,42$.

Для сравнения оценки численности особей белух, полученной по программе «DISTANCE», с оценкой, полученной по программе «БЕЛУХА», в последнем столбце табл. 6 даны оценки численности особей белух, полученные по программе «DISTANCE», деленные на 1,45 для неограниченной полосы и на 1,46 для ограниченной полосы в соответствии с необоснованными завышениями оценок численности групп при экстраполяции.

На рис. 8 представлена диаграмма оценок численности особей белух по программе «DISTANCE» с поправкой на их завышение, а также для сравнения показаны в виде столбиков значения оценки численности особей белух, полученные по программе «БЕЛУХА»: $N = 1492$ особи. Большинство оценок численности особей белух по программе «DISTANCE» (с поправ-

кой на завышение при экстраполяции) имеют меньшие значения по сравнению с оценкой численности особей по программе «БЕЛУХА», что обусловлено, в первую очередь, заниженными значениями оценок среднего размера групп в популяции $E(s)$ по программе «DISTANCE». Вероятно, для случаев, когда имеется очень большой разброс размеров групп животных, более надежным методом оценки среднего размера групп в популяции является метод Куинна (Quinn, 1985) или оценка с использованием параболической регрессии (27).

Отдельные составляющие алгоритма, использованного в программе «БЕЛУХА», применялись нами при авиаучетах белых медведей (Belicov et al., 1991; Челинцев, 2003), авиаучетах моржей (Челинцев и др., 2010), авиаучетах гренландских тюленей (Челинцев, 2004), учетах сайгаков с автомобиля (Челинцев, 2013).

По просьбе читателей мы можем выслать на указанный ими электронный адрес файл с программой «БЕЛУХА» и примером расчета численности белух по данным авиаучета 13 сентября 2009 г. в Сахалинском заливе Охотского моря.

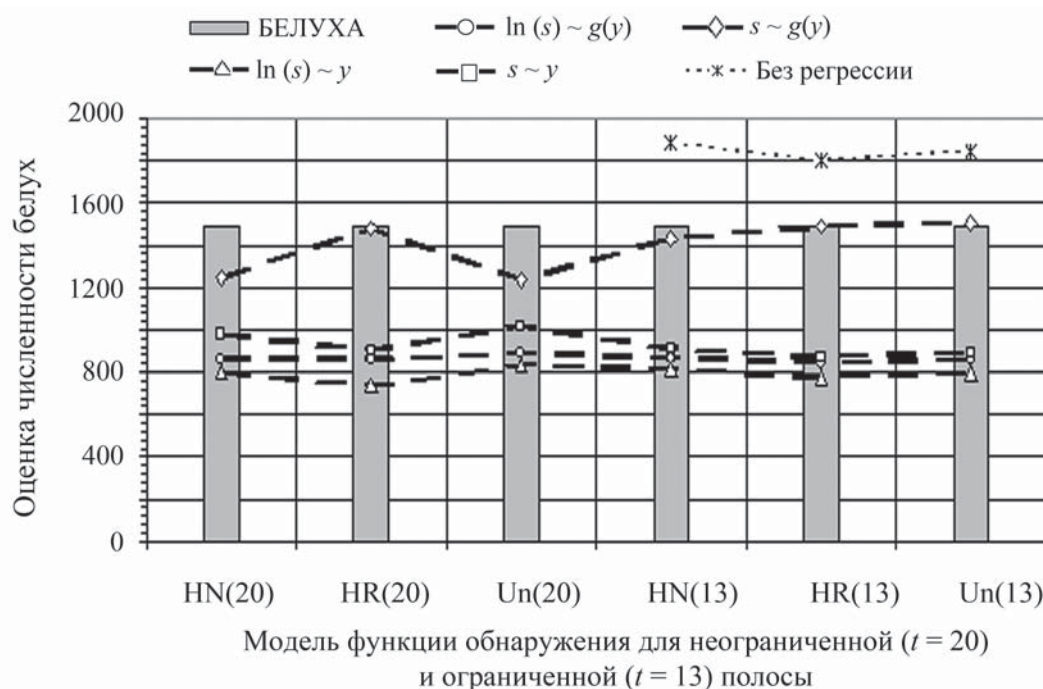


Рис. 8. Оценки численности белух по программе DISTANCE для трех моделей функции обнаружения и четырех вариантов уравнения регрессии на неограниченной и ограниченной учетной полосе. Для сравнения показана (в виде столбиков) оценка численности особей белух по программе БЕЛУХА

Выражаю искреннюю благодарность моим коллегам Д.М. Глазову, Е.А. Назаренко, Б.А. Соловьеву и О.В. Шпак, непосредственно проводившим авиаучетные работы и подготовившим данные по учету белух для математической обработки, а также за активное участие в обсуждении математико-статистических аспектов возникавших проблем.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Глазов Д.М., Черноок В.И., Шпак О.В., Соловьев Б.А., Назаренко Е.А., Васильев А.Н., Челинцев Н.Г., Кузнецова Д.М., Мухаматов Л.М., Рожнов В.В. Итоги авиаучетов белух (*Delphinapterus leucas*) в Охотском море в 2009 и 2010 гг. // Морские млекопитающие Голарктики. Сб. науч. тр. Суздаль, 2012. С. 159–165.
- Соловьев Б.А., Глазов Д.М., Черноок В.И., Назаренко Е.А., Челинцев Н.Г., Рожнов В.В. Распределение и численность белухи (*Delphinapterus leucas*) в Белом море и южной части Баренцева моря по итогам авиаучета в августе 2011 г. // Морские млекопитающие Голарктики. Сб. науч. тр. Суздаль, 2012. С. 627–631.
- Челинцев Н.Г. Математические основы учета животных. М., 2000. 431с.
- Челинцев Н.Г. Методика экстраполяции и коррекции дистанционного недоучета при выборочном маршрутном авиаучете белых медведей // Бюл. МОИП. Отд. биол. 2003. Т. 108. Вып. 4. С. 3–9.
- Челинцев Н.Г. Алгоритмы экстраполяции при авиаучетах животных // Бюл. МОИП. Отд. биол. 2004. Т. 109. Вып. 2. С. 3–14.
- Челинцев Н.Г. Методика расчета численности белух (*Delphinapterus leucas*) по данным авиаучетов // Морские млекопитающие Голарктики. Сб. науч. тр. Калининград, 2010а. С. 609–615.
- Челинцев Н.Г. Методика расчета численности белух по данным авиаучетов на параллельных галсах // Бюл. МОИП. Отд. биол. 2010б. Т. 115. Вып. 3. С. 3–12.
- Челинцев Н.Г. Сравнительный анализ расчета численности белух с использованием программ БЕЛУХА и DISTANCE // Бюл. МОИП. Отд. биол. 2010в. Т. 115. Вып. 6. С. 3–13.
- Челинцев Н.Г. Расчет численности сайгаков в Калмыкии по данным маршрутных учетов с автомобиля // Сохранение разнообразия животных и охотничье хозяйство России. Мат-лы 5-й Междунар. науч.-практ. конф. М., 2013. С. 377–380.
- Челинцев Н.Г., Черноок В.И., Кочнев А.А. Расчет численности моржей (*Odobenus rosmarus*) по данным тепловой авиасъемки в Анадырском заливе в апреле 2005 г. // Морские млекопитающие Голарктики. Сб. науч. тр. Калининград, 2010. С. 601–609.
- Челинцев Н.Г. Алгоритм расчета численности белух (*Delphinapterus leucas*) по данным авиаучета // Морские млекопитающие Голарктики. Сб. науч. тр. Суздаль, 2012. С. 704–710.
- Belicov S.E., Chelintsev N.G., Kalyakin V.N., Romanov A.A., Uspensky S.M. Results of aerial counts of the polar bear in the Soviet Arctic in 1988 // Polar bears. Proceedings of the Tenth Working Meeting of the IUCN/SSC Polar Bear Specialist Group. 1991. P. 75–79.

- Buckland S.T., Anderson D.R., Burnham K.P., Laake J.L.* Distance sampling: estimating abundance of biological populations. L., 1993. 446 pp.
- Burnham K.P., Anderson D.R., Laake J.L.* Estimation of density from line transect sampling of biological population. Wildlife monographs (Luisville). 1980. N 72. 202 pp.
- Crain B.R., Burnham K.P., Anderson D.R., Laake J.L.* Nonparametric estimation of population density for line transect sampling using Fourier series // *Biometr. J.* 1979. Vol. 21. P. 731–748.
- Drummer T.D., McDonald L.L.* Size bias in line transect sampling // *Biometr.* 1987. Vol. 43. P. 13–21.
- Kingsley M.C.S.* Numbers and distribution of beluga whales, *Delphinapterus leucas*, in James Bay, eastern Hudson Bay, and Ungava Bay in Canada during the summer of 1993. // *Fish. Bull.*, 2000. Vol. 98. P. 736–747.
- Kingsley M.C.S., Stirling I., Calvert W.* The distribution and abundance of seals in the Canadian high Arctic, 1980–1982 // *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1985. Vol. 42. P. 1189–1210.
- Quinn T.J.* Line transect estimators for schooling populations // *Fisheries Research.* 1985. Vol. 3. P. 183–199.
- Quinn T.J., Gallucci V.F.* Parametric models for line-transect estimators of abundance // *Ecology.* 1980. Vol. 61. N 2. P. 293–302.
- Stenson G.B., Myers R.A., Hammill M.O., Ni I-H., Warren W.G., Kingsley M.C.S.* Pop production of harp seals, *Phoca groenlandica*, in the Northwest Atlantic // *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1993. Vol. 50. P. 2429–2439.

Поступила в редакцию 11.10.13

THE COMPUTER PROGRAM «BELUGA» TO CALCULATE THE NUMBER OF BELUGA WHALES USING THE AERIAL SURVEY IN THE OKHOTSK SEA

N.G. Chelintsev

A full-scale aerial survey of beluga whales was conducted in Russia in the White Sea (2005–2011) and in the Okhotsk Sea (2009–2010). Algorithm of calculation of the number of beluga whales used in program BELUGA differ from algorithms used in the programs “TRANSECT” (Burnham et al., 1980), “SIZETRAN” (Drummer, McDonald, 1987) and “DISTANCE” (Buckland et al., 1993). Estimation of beluga undercount in program “BELUGA” is conducted using one-parameter log-normal model (LN) as a “detection function” with optimal truncation of observed strip. Extrapolation of sample data is conducted separately for each observation transect when intervals inter transects are unequal. Calculation of completeness of beluga detection and extrapolation of sample survey data are conducted using observations of beluga individuals, so there is no need to estimate the mean size of beluga groups in the population.

Key words: aerial survey, detection function, extrapolation.

Сведения об авторе: *Челинцев Никита Геннадиевич* – докт. биол. наук, чл.-корр. РАН (nchelintsev@mail.ru).