

УДК 599.745.1

**МЕТОД ОЦЕНКИ НЕКОТОРЫХ ПАРАМЕТРОВ
ПОПУЛЯЦИИ МОРСКИХ КОТИКОВ
ПО МАТЕРИАЛАМ МЕЧЕНИЯ****В. Л. Андреев (ИБМ ДВЦ АН СССР), Т. И. Булгакова (ВНИРО),
Ф. Г. Челноков (КотинРО)**

Массовое мечение щенков морских котиков металлическими метками проводится на о-ве Тюленьем с 1957 г., а на Командорских островах — с 1958 г., но до недавнего времени по возврату меток на советских островах определяли лишь качественные характеристики популяции [2—4]. На о-вах Прибылова каждую осень оценивается величина приплода по методу Петерсена, которая в последующие годы уточняется на основе возврата меток в промысловых выбоях. Делалась попытка [12] оценить количество избежавших убоя трехлетков и четырехлетков, но при этом промысел меченых самцов был организован специальным образом.

Чаще всего предполагается, что соотношение числа меченых и немеченых животных в момент мечения тот же, что и в последующих выборках [6, 9 — 11, 15].

Однако при использовании металлических меток часть их теряется, а часть животных погибает от травм при мечении. Учесть дополнительную смертность животных от мечения для нахождения коэффициента смертности можно, если провести серии многократных выборок с повторным мечением или же использовать возрастное распределение выборок [13, 14]. Промысел же котиков селективен, и возрастное распределение выбоя не дает представления о структуре популяции, а эксперимент с повторным мечением на советских островах не проводился.

Цель предлагаемой работы — показать принципиальную возможность определения важнейших параметров стада морских котиков с помощью мечения с учетом «издержек» мечения — вероятности потери метки и влияния мечения на выживаемость животных и оценить эти «издержки».

Нами проанализирован материал о мечении и возврате меток на Командорских и Тюленьем островах с 1962 до 1972 г., собранный сотрудниками лаборатории морских зверей Камчатского и котиковой лаборатории Сахалинского отделений ТИНРО. Авторы выражают благодарность всем лицам, участвовавшим в сборе этих материалов, и любезно предоставивших их для использования в этой работе. Необходимые для расчетов данные сведены в табл. 1 и 2.

В течение нескольких лет часть щенков на советских островах метили двумя металлическими метками, прикрепляемыми к обоим лапам (так называемыми двойными метками). Группы номеров, используемые на двойных метках, фиксировали, чтобы иметь возможность их идентифицировать даже при наличии только одной метки у убитого котика.

Данные по возврату меток для о-ва Тюленьего

Год мечения	Число шенков, тыс.			Число убитых самцов															
	всего живых $E + E^* + E^{**}$	с одной мет- кой E^*	с двумя мет- ками E^{**}	двулетков, $t=2$				трехлетков, $t=3$				четырёхлетков, $t=4$				пятилетков, $t=5$			
				$Y_{2\Sigma}$	Y_{2R}^*	Y_2^*	Y_2^{**}	$Y_{3\Sigma}$	Y_{3R}^*	Y_3^*	Y_3^{**}	$Y_{4\Sigma}$	Y_{4R}^*	Y_4^*	Y_4^{**}	$Y_{5\Sigma}^*$	Y_{5R}^*	Y_5^*	Y_5^{**}
1962	38,2	10,29	0,46																
1963	40,8	8,82	2,47					4199	533	104	116	1839	213	25	46	573	64	9	15
1964	42,2	6,88	4,00	2338	160	99	62	3582	254	109	81	811	63	23	7	242	18	9	1
1965	28,1	0,01	7,99	1014	—	146	179	1314	—	198	190	575	—	66	36	275	—	60	23
1966	43,4	7,40	4,80	1486	129	56	77	3360	263	133	110	1026	95	57	25	517	47	27	15
1967	55,1	17,58	—	1833	315	—	—	4580	478	—	—	1662	183	—	—	362	44	—	—
1968	37,0	9,40	—	874	155	—	—	3525	185	—	—	786	59	—	—	—	—	—	—
1969	39,4	9,85	—	613	253	—	—	2975	268	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1970	27,9	—	4,19	1657	—	119	119	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Всего с 1964 по 1970	273,1	51,13	20,99	9815	1012	420	437	19336	1448	440	381	4860	400	146	68	1396	109	96	39

Примечание: $Y_{t\Sigma}$ — общая величина выбоя самцов возраста t из поколения T_0 , из них;

Y_{tR}^* — число самцов с меткой, помеченных в год T_0 одинарной меткой;

Y_t^{**} и Y_t^* — число самцов с двумя и с одной метками соответственно, помеченных двойными метками в год T_0 .

Данные по возврату меток для Командорских островов

Год мечения	Возврат двойных меток в выбоях самцов							
	двухлетков		трехлетков		четырёхлетков		пятилетков	
	Y_2^*	Y_2^{**}	Y_3^*	Y_3^{**}	Y_4^*	Y_4^{**}	Y_5^*	Y_5^{**}
1963	44	70	257	263	128	87	18	11
1964	11	19	104	140	77	41	7	3
1965	3	5	36	14	15	5	4	3
1966	8	11	74	103	25	29	4	3
1967	13	34	59	136	48	81	2	—
1968	6	25	76	190	24	54	—	—
1969	13	16	93	154	—	—	—	—
1970	7	39	—	—	—	—	—	—
Всего с 1963 по 1967	79	139	540	656	293	243	35	20

Вероятность потери метки к возрасту t r_t рассчитана по материалам о мечении двойными метками методом Галланда [8], уже применяемым на о-вах Прибылова [7]. Полагая, что котики, потерявшие и не потерявшие метку, с равной вероятностью попадают в выборку, находим r_t по формуле

$$r_t = \frac{Y_t^*}{Y_t^* + 2Y_t^{**}}, \quad (1)$$

где Y_t^* и Y_t^{**} — количество самцов данного поколения из числа помеченных двумя метками, добытых в возрасте t и потерявших одну или сохранивших обе метки соответственно.

Наша работа [1] содержит оценки r_t для отдельных поколений для популяций о-ва Тюленьего и Командорских островов. Из табл. 3, в которой приведены усредненные оценки r_t , рассчитанные для суммарных выборок, видно, что на Командорских островах потеря меток ниже, чем на о-ве Тюленьем.

Таблица 3

Расчет вероятности потери метки

Показатели	Возраст добытых самцов t			
	2	3	4	5
<i>Популяция о-ва Тюленьего</i>				
Среднее \bar{r} за 1964—1966 гг.	0,32	0,37	0,52	0,55
Доверительные пределы \bar{r}_t ($p=0,95$)	0,30—0,36	0,33—0,40	0,43—0,57	0,45—0,60
Величина выборки для 15% точности	400	400	300	200
<i>Командорская популяция</i>				
Среднее \bar{r} за 1963—1967 гг.	0,22	0,29	0,38	0,47
Доверительные пределы \bar{r}_t ($p=0,95$)	0,18—0,27	0,27—0,31	0,34—0,41	0,32—0,62
Величина выборки для 15% точности	600	300	400	300

Найдем доверительные пределы полученных оценок \bar{r}_t с помощью случайной величины $C_t = \frac{2\bar{r}_t}{1 + \bar{r}_t}$. Полученные оценки $\hat{C}_t = \frac{Y_t^{**}}{Y_t^* + Y_t^{**}}$ — несмещенные оценки вероятности успеха одного испытания Бернулли, т. е. параметр биномиального распределения, если под успехом понимается следующее событие: из выборки размером $(Y_t^* + Y_t^{**})$ выбирается особь, потерявшая одну метку. Доверительные 95% -ные пределы для \hat{C}_t определяем по таблице 4.2 из работы Хана и Шапиро [5] для данного размера выборки. Поскольку \bar{r}_t — монотонная функция случайной величины C_t

$$\bar{r}_t = \frac{C_t}{2 - C_t}, \quad (2)$$

то по формуле (2) находим доверительные пределы $(\bar{r}_{тв}, \bar{r}_{тн})$ для r_t (см. табл. 3).

Вообще доверительные пределы оценки x будем обозначать $x_{в}$ (верхний) и $x_{н}$ (нижний). Видно, что для старших возрастов, начиная с $t = S$, когда величина выборки $(Y_t^* + Y_t^{**})$ уменьшается, доверительные интервалы расширяются. Для $t = 7$ ошибка в оценке r_t может достигать 50%, потому эти оценки не приводим.

Определим, какого размера должна быть выборка $N = Y^* + Y^{**}$, чтобы с заданной точностью получить оценку величины r . Обозначим $r = \hat{r} \pm \Delta r$, где \hat{r} — оценка величины r , тогда

$$C = \frac{2r}{1+r} \approx \frac{2\hat{r}}{1+\hat{r}} \left(1 \pm \Delta r \frac{1}{\hat{r}(1+\hat{r})} \right), \text{ т. е. } C \approx \hat{C} \pm \Delta r \frac{2}{(1+\hat{r})^2}.$$

С помощью той же таблицы [5] найдена величина выборки N , которая обеспечит 15% -ную точность r_t .

$$N = \max \{ N_{в}, N_{н} \},$$

где $N_{н}$ и $N_{в}$ — величины выборки, обеспечивающие нижний и верхний доверительный пределы r_t (см. табл. 3).

Видно, что величина выборок для отдельных поколений (см. табл. 1) не позволяет получить достоверных оценок r_t .

В настоящее время промысел организован так, что всех холостяков промысловых размеров, попавших в отгон, забивают независимо от того, имеют они метку или нет. В этом случае по данным выбоа можно рассчитать только **отношение выживаемости** в течение первых t лет немеченых (S_t) к выживаемости меченых (S_{tm}) особей $\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tm}}$, а не абсолютную величину выживаемости.

Пусть в момент T_0 из числа живых к осени щенков E_{Σ} метят одной меткой E^* , двумя E^{**} и не метят E щенков, причем величины E^* , E^{**} , E нам известны (см. табл. 1). Считается, что половину их составляют самцы. В момент $t + T_0$ в популяции находится всего $N_{т\Sigma}$ самцов этого поколения, из них N_t самцов без меток, среди которых есть немеченые, потерявшие обе метки из числа помеченных двумя и потерявшие одну метку из числа помеченных одной. Различить мы их не можем. Среди самцов с метками ($N_{тм}$) в популяции в это время находятся особи с двумя метками, потерявшие одну метку из двух и потерявшие мет-

ки из числа помеченных одной. Полагаем, что выживаемость особей до возраста t , помеченных одной и двумя метками, одинакова и равна S_{tm} , причем особи, потерявшие метку, имеют ту же выживаемость, что и не потерявшие. Тогда число особей без меток данного поколения в момент $t + T_0$ равно

$$N_t = \frac{1}{2} ES_t + \frac{1}{2} S_{tm} (E^{**} r_t^2 + E^* r_t), \quad (3)$$

а число особей с метками —

$$N_{tm} = \frac{1}{2} S_{tm} (E^{**} q_t^2 + E^{**} \cdot 2q_t r_t + E^* q_t), \quad (4)$$

где $q_t = 1 - r_t$.

Обозначим долю числа особей с метками от общей численности поколения в момент $t + T_0$ через π_t . Тогда $\pi_0 = \frac{1}{E_\Sigma} (E^{**} + E^*)$ — известная величина, а

$$\pi_t = \frac{N_{tm}}{N_{t\Sigma}} \quad (5)$$

оценим по данным выбоя следующим образом

$$\hat{\pi}_t = \frac{Y_t^{**} + Y_t^* + Y_{tR}^*}{Y_{t\Sigma}}$$

где Y_{tk}^* и $Y_{t\Sigma}$ — число особей в возрасте t в выбое, помеченных одной меткой и ее не потерявших, и общая величина выбоя особей возраста t .

Особей, относящихся к группам Y^2 и Y_{tk}^* в списке снятых с убитых животных меток, можно различить по номерам меток, т. е. $\hat{\pi}_t$ можно определить. Из (3÷5) находим

$$\alpha_t = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_t)}{\pi_t} - 1 \right], \quad (6)$$

где $f(r_t) = r_t (1 - v + v r_t)$, $v = \frac{E^{**}}{E^* + E^{**}}$ (v и π_0 — константы для данного поколения).

В частных случаях, если в год T_0 мечение проводилось только одной меткой, $v = 0$, если же только двойными метками, то $v = 1$, т. е. расчетные формулы упрощаются.

Соотношение выживаемости котиков за год в возрасте $(t, t + 1)$ можно найти как

$$\alpha_{t, t+1} = \frac{\alpha_{t+1}}{\alpha_t}. \quad (7)$$

В табл. 4 представлены результаты расчетов α_t ($t = 2 \div 5$) с учетом потери меток для популяции котиков о-ва Тюленьего для разных поколений, поскольку только для нее можно пренебречь потоками иммиграции и эмиграции. При расчете использованы данные табл. 1. Для 1962 г. процент мечения очень мал, поэтому рассчитать α_t не удалось. Для расчета α_t поколений 1963—1966 и 1970 г. брались оглаженные линией регрессии значения зависимости r_t от возраста для каждого данного поколения [1]. Для поколений 1967—1969 гг., когда мечение проводилось только одинарными метками, α_t рассчитывалось по средним значениям r_t . Для этих поколений получен наибольший разброс оценок α_t .

Отношение выживаемости немеченых и меченых самцов котиков
о-ва Тюленьего за $[T_0, t+T_0]$ α_t

Год мече- ния T_0	α_2	$\alpha_{2В}$ $\alpha_{2Н}$	α_3	$\alpha_{3В}$ $\alpha_{3Н}$	α_4	$\alpha_{4В}$ $\alpha_{4Н}$	α_5	$\alpha_{5В}$ $\alpha_{5Н}$
1963	—	—	1,33	1,48 1,17	1,55	1,80 1,19	1,43	2,30 0,75
1964	1,38	1,57 1,05	1,34	1,75 1,05	1,14	2,66 0,38	0,83	0,93 0,35
1965	0,74	0,88 0,59	0,78	0,91 0,63	1,39	1,94 0,89	0,58	0,97 0,27
1966	1,13	1,35 0,85	1,29	1,60 1,07	1,06	1,39 0,75	1,02	1,73 0,47
1967	1,37	1,58 1,20	2,29	3,03 2,10	2,03	2,30 1,57	1,25	2,40 0,59
1968	0,94	1,25 0,67	4,16	5,18 3,06	2,28	2,98 1,27		
1969	0,21	0,29 0,14	1,96	2,64 1,65				
1970	0,93	1,10 0,78						
Среднее $\bar{\alpha}_t$ за 1964— —1970 гг.	1,25	1,38 1,14	1,82	2,18 1,33	1,23	1,48 0,91	0,72	1,00 0,43
Среднее $\bar{\alpha}_t$ за 1964— —1970 гг. при $r_t=0$	1,80		2,76		2,48		1,72	

Поскольку α_t — функция двух случайных величин (π_t и r_t), ее доверительные пределы ($\alpha_{tВ}$, $\alpha_{tН}$; см. табл. 4) найдены следующим образом. π_t представляет собой вероятность успеха при одном испытании Бернулли, если под успехом понимать событие, заключающееся в том, что из выборки-выбся величиной $Y_{t2} = Y_t + Y_t^* + Y_t^{**} + Y_t^*R$, содержащей особей как с метками, так и без меток, выбранная наугад особь имеет метку. Потому доверительные пределы оценок π_t находим по табл. 4.2 [5]. Поскольку $f(r_t)$ — монотонно возрастающая функция от r_t , ее доверительные пределы находим по доверительным пределам r_t . Если доверительные пределы каждой из величин r_t и π_t определяют вероятность 0,95 попадания их оценок в интервал $[r_{tВ}, r_{tН}]$ и $[\pi_{tВ}, \pi_{tН}]$ соответственно, то по крайней мере с не меньшей вероятностью оценка α_t попадает в интервал

$$[\alpha_{tВ}, \alpha_{tН}],$$

$$\text{где } \alpha_{tН} = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_{tВ})}{\pi_{tВ}} - 1 \right] \text{ и } \alpha_{tВ} = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_{tН})}{\pi_{tН}} - 1 \right].$$

Из табл. 4 видно, что с ростом t доверительные интервалы растут и оценки α_t уже для $t = 5$ становятся недостоверными. Для тех поколений, для которых велось мечение только одинарными метками, никаких

определенных выводов сделать не удается. Для поколений 1965 г. ($t=2,3$) и 1970 г. получены $\alpha_t < 1$ (выживаемость меченых котиков больше, чем немеченых). Для этих поколений мечение проводилось только двойными метками, и, по-видимому, выбирались для мечения наиболее сильные щенки. Для получения же численных оценок параметров нужно, чтобы щенки для мечения выбирались случайным образом.

Расчеты по суммарной выборке показывают, что выживаемость меченых котиков ниже выживаемости немеченых в возрасте до трех лет. Затем соотношение меняется: отношение выживаемостей за год в возрасте t $\alpha_{t,t+1} < 1$: $\alpha_{3,4} = 0,75$; $\alpha_{4,5} = 0,60$. Возможно, этот факт объясняется тем, что мечение, действуя как фактор отбора, повышает смертность более слабых животных в первые годы жизни. Оставшиеся в живых в среднем оказываются более жизнеспособными, чем немеченые особи.

Точность оценок α_t ниже, чем r_t , а точность оценок $\alpha_{t,t+1}$ еще ниже. В последней строке табл. 4 приведены расчеты α_t без учета потери меток (при $r_t = 0$), тогда $\alpha_t = \pi_0 \left(\frac{1}{\pi_t} - 1 \right)$. Пренебрежение потерей меток может более чем в два раза (при $t = 4,5$) завязать оценку α_t и привести к неверным выводам о большой смертности животных от мечения. Рассмотрим подробнее смысл параметра α_t . Поскольку на популяцию обычно действует несколько факторов, вызывающих смертность ее особей, выживаемость немеченых особей до возраста t равна $S_t = (1 - \varphi_{IF}) (1 - \varphi_{ест})$, а выживаемость меченых равна

$$S_{tM} = (1 - \varphi_{IF}) (1 - \varphi_{ест}) (1 - \varphi_{меч}),$$

где φ_{IF} , $\varphi_{ест}$, $\varphi_{меч}$ — убыль популяции до возраста t от промысла, от естественных причин и от мечения соответственно.

Тогда $\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tM}}$ и $\varphi_{меч} = 1 - \frac{1}{\alpha_t}$ — такая часть меченых котиков погибла бы от мечения, если бы других причин смертности не было. Реально же из-за мечения мы теряем $S_t \frac{a}{100} \left(1 - \frac{1}{\alpha_t} \right)$ -ю часть поколения, где a — процент меченых щенков. Рассмотрим самый неблагоприятный случай: $\alpha_3 = 1,82$ (эта оценка явно завышена из-за поколений 1967—1969 гг.). Пусть выживаемость немеченых котиков равна за 1 год 0,5, за II и III — по 0,8, т. е. $S_3 = 0,32$ — из-за естественной смертности к трем годам теряется 68% поколения. При этом благодаря мечению при $a = 25\%$ мы теряем 3,7% от численности поколения, а при $a = 10\%$ — всего 1,5%. При уменьшении a точность оценок, получаемых благодаря возврату меток, понизится.

Покажем, как следует организовать экспериментальный промысел, чтобы без повторного мечения оценить **абсолютную выживаемость котиков** и **численность поколения** с учетом величин r_t и α_t .

Если меченых животных, попавших в отгон, выпускать, то убыль от промысла меченых котиков $\varphi_{IFM} = 0$. В год $T_0 + t$ после окончания промысла определяем α_t по формуле (6), но при этом π_t — доля меченых животных среди t -летних не в выбое, а в выборке-отгоне. Кроме того,

$$\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tM}} = \frac{1 - \varphi_{IF}}{1 - \varphi_{тмеч}} \quad (8)$$

Поскольку при однократном мечении смертность от мечения к возрасту t для разных поколений одна и та же и определена ранее ($\varphi_{тмеч} = 1 - \frac{1}{\alpha_t^0}$, где α_t^0 определено в предыдущих расчетах для случая, когда

да интенсивность промысла меченых и немеченых животных одна и та же), находим из (8) промысловую убыль немеченых животных

$$\varphi_{tF} = 1 - a_t (1 - \varphi_{tmеч}).$$

Зная Y_t (выбой t -летних самцов в год $T_0 + t$) и считая, что в период промысла нет естественной смертности, поскольку этот период короток, можно найти абсолютную численность самцов без метки этого поколения в том же году до начала промысла $N_t = \frac{Y_t}{\varphi_{tF}}$ и общую численность самцов

$$N_{t\Sigma} = \frac{N_t}{1 - \pi_t}. \quad (9)$$

Выживаемость меченых самцов к возрасту t найдем из (4) и (9)

$$S_{tm} = \frac{2N_t \frac{\pi_t}{1 - \pi_t}}{(1 - r_t) [E^{**} (1 + r_t) + E^*]}.$$

Выживаемость немеченых самцов от естественных причин за тот же интервал при $\varphi_{tF} = \varphi_{tFm}$ равна $S_t = S_{tm} \frac{1}{1 - \varphi_{tmеч}}$, а при $\varphi_{tFm} = 0$

$$S_t = S_{tm} (1 - \varphi_{tF}) \frac{1}{1 - \varphi_{tmеч}}.$$

Аналогично можно найти численность поколения и выживаемость к возрасту $(t + 1)$ в год $(T_0 + t + 1)$ и т. д.

Опишем метод определения **смешиваемости двух популяций** котиков с учетом потери меток и дополнительной смертности от мечения.

Пусть на островах A и B в год T_0 помечено E_A^* и E_B^* щенков одной меткой и не помечено E_A и E_B . Из этого поколения в возрасте t на острове A берем выборки-выбои. Оценить смешиваемость стад — значит определить отношение числа иммигрантов с B к числу особей местного происхождения G_{BA} . Пусть для обоих островов известны вероятность потери метки r_A и r_B и отношения выживаемостей α_A и α_B . Если N_A и N_B общие численности данного поколения и популяции смешиваются, то число эмигрантов с A ($\mathcal{E} N_A$) и иммигрантов на A с B ($I N_B$) пропорциональны численностям (\mathcal{E} и I — положительные константы). Тогда число особей местного происхождения на A равно

$$E_A^* (1 - r_A) S_{Am} (1 - \mathcal{E}) + (E_A S_A + E_A^* r_A S_{Am}) (1 - \mathcal{E}), \quad (10)$$

а число особей на A , рожденных на B , равно

$$E_B^* (1 - r_B) S_{Bm} I + (E_B S_B + E_B^* r_B S_{Bm}) I. \quad (11)$$

Тогда искомое отношение равно

$$G_{BA} = \frac{I S_{Bm}}{(1 - \mathcal{E}) S_{Am}} \cdot \frac{E_B^* + E_B \alpha_B}{E_A^* + E_A \alpha_A},$$

но I , \mathcal{E} и S_{Bm} , S_{Am} неизвестны. По возврату меток можно определить g_{BA} — отношение числа иммигрантов с метками к числу местных животных с метками на A ; с другой стороны, из формул (10) — (11) получим

$$g_{BA} = \frac{I S_{Bm}}{(1 - \mathcal{E}) S_{Am}} \cdot \frac{E_B^* (1 - r_B)}{E_A^* (1 - r_A)},$$

$$G_{BA} = g_{BA} \cdot \frac{E_B^* + E_{B\alpha_B}}{E_A^* + E_{A\alpha_A}} \cdot \frac{E_A^* (1 - r_A)}{E_B^* (1 - r_B)}$$

Таким образом, для нахождения G_{BA} достаточно знать α_B и α_A , а не абсолютные значения выживаемости. Зная же S_{AM} и S_{BM} или полагая их равными, можно найти и параметры I и \mathcal{E} , т. е. узнать, какая часть поколения популяции одного острова переместилась на другой. Для этого по аналогичным формулам найдем по возврату меток на B

$$g_{AB} = \frac{E_B^* S_{BM}(1 - r_B)}{E_A^* S_{AM}(1 - r_A)} \cdot \frac{1 - I}{\mathcal{E}}$$

Получим систему уравнений

$$\left. \begin{aligned} 1 - I &= a\mathcal{E} \\ I &= b(1 - \mathcal{E}) \end{aligned} \right\},$$

где

$$a = g_{AB} \frac{E_A^* S_{AM}(1 - r_A)}{E_B^* S_{BM}(1 - r_B)},$$

$$b = g_{BA} \frac{E_A^* S_{AM}(1 - r_A)}{E_B^* S_{BM}(1 - r_B)},$$

тогда

$$\mathcal{E} = \frac{1 - b}{a - b}, \quad I = b \frac{a - 1}{a - b}.$$

Такие расчеты интересно проводить для разных t , выясняя смешиваемость разных возрастных групп. Аналогичные формулы выводятся для определения смешиваемости трех стад. В принципе приведенные формулы пригодны и для определения смешиваемости стад в море.

ВЫВОДЫ

В работе рассчитана вероятность потери метки для популяций котиков о-ва Тюленьего и Командорских островов. Дается метод определения общей выживаемости, промысловой убыли поколения и его численности, а также смешиваемости популяций на острове с учетом потери меток и дополнительной смертности от мечення.

Расчеты проводились для самцов, но их можно провести и для самок, если брать пробы, не убивая животных (например, читая метки на зрительную трубу).

Однако при проведении конкретных расчетов не удалось получить достаточно надежных результатов, возможно, потому, что не всегда работы по мечению выполнялись однотипно. Меченные должны проводиться достаточно опытными работниками, щенков для мечення следует выбирать случайным образом. Лучше всего было бы перейти на такую систему мечення, при которой были бы исключены потери меток и которая не влияла бы на выживаемость животных. В таком случае приведенные формулы будут пригодны для расчетов, но упростятся, поскольку $r_t = 0$ и $\alpha_t = 1$. Тогда можно получить большую точность оценок параметров при меньшей величине выборок.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андреев В. Л., Булгакова Т. И., Челноков Ф. Г. Оценка вероятности потери меток и влияния мечения на выживаемость морских котиков. «Рыбное хозяйство», 1976, № 8, с.
2. Арсеньев В. А. О смешивании популяций морских котиков. Изв. ТИНРО.— Труды ВНИРО, 1964, т. 51, с. 75—82.
3. Когай В. М. Современное состояние и динамика численности стада котиков на о-ве Тюленьем. Труды ВНИРО — Изв. ТИНРО, 1968, т. 68, с. 43—52.
4. Панин К. И. Распределение и миграции морских котиков разных стад в северной части Тихого океана по результатам их мечения. Изв. ТИНРО, 1970, т. 70, с. 5—37.
5. Хан Г., Шапиро Г. Статистические модели в инженерных задачах. М., «Мир», 1969, с. 395.
6. Bayley, N. T. J. On estimating the size of mobile populations from recapture data. *Biometrika*, 38, 1951, 293—306.
7. Fur Seal Investigations, 1971. National Mar. Fish. Serv. pp. 26—27.
8. Gulland, J. A. On the analysis of double tagging experiments. ICNAF, Sp. Publ., No. 4, 1963, pp. 228—229.
9. Jackson, C. H. N. The analysis of an animal population. *J. Anim. Ecology*, v. 8, No. 2, 1939, pp. 238—246.
10. Jackson, C. H. N. The analysis of a tselse-ity population. *Ann. Eugeniss*, London, v. 10, 1940, pp. 322—369.
11. Jones, R. A review of methods of estimating population size from marking experiments, *Rapp. Cons. Explor. Mer.*, 155, 1965, pp. 202—9.
12. Kenyon, K. W., Scheffer, V. B., Chapman, D. B. U. S. Fish and Wildlife Service, Sp. Sci. Rep. Wildl. No. 12, 1954, 57—66.
13. Rafail, S. Z. Estimation of abundance of fish population by capture-recapture experiments. *Mar. Biol.*, v. 10, No. 1, 1971, pp. 1—7.
14. Ricker, W. E. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Bull. No. 119, FRB of Canada, 1958, pp. 81—144.
15. Schaefer, M. B. Estimation of size of animal population by marking experiments. *Fish. Bull. U. S.* 52, 1951, pp. 191—203.

Method of assessing certain parameters of fur seal stocks from tagging data

Andreev V. L., Bulgakova T. I., Chelnokov F. G.

SUMMARY

When steel tags are used the proportion of tagged animals in the stock changes with time because some tags are lost and some animals die of injuries. To estimate these factors it is necessary to derive formulas estimating lost tags and a ratio of untagged and tagged animals. It is shown that the mortality rate due to tagging is insignificant in the population of fur seal. The method of determining the absolute survival rate, catch rate and abundance of generations with regard to the factors involved is described. Besides, a method of identification of stocks mixed on land is suggested.