

УДК 639.222.4

**Оценка численности и управление промыслом
гренландского тюленя *Pagophilus groenlandicus* (*Phoca
groenlandica* Erxleben, 1777) беломорской популяции**

В. А. Коржев

Полярный научно-исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии
им. Н. М. Книповича (ПИНРО, г. Мурманск)

e-mail: korgev@pinro.ru

В работе подробно изложена математическая модель для расчёта численности гренландского тюленя беломорской популяции, а также приведена необходимая для её реализации входная информация. Дано описание параметров модели и методы их оценки. Выполнена оценка численности гренландского тюленя с 1946 по 2012 гг. По литературным данным рассмотрена динамика параметров продуктивности беломорской популяции гренландского тюленя и показано её влияние на оценку запаса.

Ключевые слова: гренландский тюлень, моделирование, численность, продуктивность, смертность.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время для исследования популяций гидробионтов (включая и морских млекопитающих) широко применяются методы математического моделирования. Математические модели позволяют быстро и с наименьшими материальными затратами оценить наиболее важные параметры, характеризующие состояние запасов и промысла морских млекопитающих и должны отвечать основному условию — адекватности моделируемому процессу.

Гренландский тюлень (*Pagophilus groenlandicus*) беломорской популяции — это важная компонента экосистемы Баренцева и Белого морей. Он является важным объектом промысла Норвегии и России (данные промысла восстановлены с 1876 г.) и хищником высшего трофического уровня, способным оказывать влияние на промысловые запасы рыб.

Для оценки численности беломорской популяции гренландского тюленя разработана когортная модель.

Целью данной работы является подробное описание модели и её использование для оценки численности и управления промыслом гренландского тюленя беломорской популяции.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Материалом для расчёта численности гренландского тюленя беломорской популяции послужили данные промысла за 1946–2011 гг. и результаты авиасъёмки ценных залежек 1998–2010 гг., взятые из материалов Рабочей группы ИКЕС/НАФО по гренландскому тюленю и хохлачу (WGHARP) 2011 г. Динамика параметров продуктивности гренландских тюленей исследовалась по данным работ [Хузин, 1972], [Kjellqwist et al., 1995], [Timoschenko,

1995] и [Fie, 2008], а возрастной состав самок на ценных залежках (1959–2000 гг.) — по данным Северного отделения ПИНРО.

Расчёты динамики численности проводились по модели оценки численности популяции гренландских тюленей для северо-восточной Атлантики [Skaug et al., 2007]. Модель реализована в программной среде R. Так как в оригинальном варианте модели используется постоянная для всего периода огиба созревания и коэффициент рождаемости (доля половозрелых самок, непосредственно участвующих в воспроизводстве), то была проведена модификация модели для использования параметров воспроизводства, меняющихся по годам.

Модель динамики численности. В описании модели используются следующие обозначения:

K — начальная численность (численность животных в стартовом году);

M_0 — коэффициент естественной смертности щенков;

M_{1+} — коэффициент естественной смертности взрослых животных;

$\rho_{i,t}$ — доля половозрелых животных возраста i в году t ;

F_t — коэффициент рождаемости (доля беременных самок) в год t .

Значения индекса года t изменяются от 1 до T_ρ ($t = 1, \dots, T, \dots, T_\rho$). Значение $t = 0$ используется для инициализации; $t = 1$ — первый год с данными об уловах; $t = T$ — год, в который делается оценка; $t = T_\rho$ — год, для которого делается прогноз. Если $1 \leq t \leq T$, то используются фактические данные об уловах. Когда $t > T$, то уловы принимаются равными задаваемому ОДУ (с разделением на добычу взрослых животных и щенков).

Предполагается, что популяция тюленей на начало периода моделирования находилась в стабильном состоянии, её общая численность определялась ёмкостью среды и составляла K животных.

Численность популяции в стартовый год (t_0) рассчитывается как:

$$N_{i,t_0} = Ke^{-(i-1)M_{1+}}(1 - e^{-M_{1+}}), \quad i=1, \dots, A-1; \quad (1)$$

$$N_{A,t_0} = Ke^{-(A-1)M_{1+}}, \quad (2)$$

где i — возраст; A — максимальный возраст животных, включённых в модель. Возраст A является «плюс группой», т.е. объединяет всех животных возрастов A и старше.

Так как основной промысел тюленей осуществляется в короткое время, предполагается, что в течение промысла естественная смертность равна нулю, и численность на начало следующего года рассчитывается по следующим уравнениям:

$$N_{1,i} = (N_{0,t-1} - C_{0,t-1})e^{-M_0}; \quad (3)$$

$$N_{i,t} = (N_{i-1,t-1} - C_{i-1,t-1})e^{-M_i}, \quad i=2, \dots, A-1; \quad (4)$$

$$N_{A,t} = (N_{A-1,t-1} - C_{A-1,t-1})e^{-M_{A-1}} + (N_{A,t-1} - C_{A,t-1})e^{-M_{1+}}. \quad (5)$$

Статистика промысла гренландского тюленя беломорской популяции содержит данные добычи тюленей только по двум группам: щенки и «не щенки». Из-за отсутствия информации о возрастном составе добытых взрослых животных («не щенки») для распределения общего вылова на вылов по возрастным группам в модели используется следующее правило пропорциональности:

$$C_{i,t} = C_{1+,t} \frac{N_{i,t}}{N_{1+,t}}. \quad (6)$$

Численность щенков (пополнения) определяется численностью самок, которые будут непосредственно участвовать в воспроизводстве с учётом количества предполагаемых яловых самок:

$$N_{0,t} = 0,5F_t \sum_{i=1}^A \rho_{i,t} N_{i,t}. \quad (7)$$

Коэффициент 0,5 обозначает, что соотношение полов в половозрелой части популяции принимается равным 1:1.

Модель динамики численности гренландского тюленя имеет 4 неизвестных параметра: K — ёмкость среды, M_0 и M_{1+} — коэффициенты естественной смертности щенков (возраст 0) и взрослой части популяции (возраст 1+) и коэффициент рождаемости F_t . За стартовый год обычно принимают 1946 г., так как

считается, что с этого периода данные по добыче тюленей достаточно точные (хотя может быть выбран любой другой стартовый год, поскольку данные промысла имеются с 1876 г.).

НАСТРОЙКА МОДЕЛИ. Настройка параметров модели производится минимизацией суммы квадратов отклонений наблюденной (рассчитанной по аэрофотосъёмкам) численности щенков, с учётом ошибки наблюдений (коэффициента вариации), от моделируемой численности щенков за тот же период, что соответствует решению задачи в смысле максимального правдоподобия при нормальном законе распределения ошибок:

$$E = \sum \frac{(N_{0,i} - n_{0,i})^2}{2\sigma_i^2}. \quad (8)$$

Предполагается, что параметры модели случайные величины. При настройке модели рассматриваются различные законы распределения плотностей вероятности параметров. Как один из вариантов, мы рассматривали нормальный закон распределения для F , M_0 и M_{1+} и равномерный для K (ёмкости среды), т.е. $K \sim U(K_{MIN}, K_{MAX})$, $F \sim N(\mu_F, \sigma^2_F)$, $M_0 \sim N(\mu_{M0}, \sigma^2_{M0})$ и $M_{1+} \sim N(\mu_{M1+}, \sigma^2_{M1+})$. Выбор математических ожиданий априорных распределений параметров модели основывается на «предыдущих» исследованиях (исторических знаниях) популяции тюленей Белого/Баренцева морей. По данным Яковенко [1967], Гетнера и др. [1976] смертность взрослых животных составляет приблизительно 8–10%, смертность щенков в 3–5 раз выше смертности взрослых животных, доля яловых самок составляет от 10 до 25%, а общая численность популяции не превышала 3 млн животных. Дисперсию принимают равной 0,2 математического ожидания (часто используется в моделях динамики численности популяций морских млекопитающих). Выбор оптимальных значений параметров модели и соответствующей траектории динамики численности популяции осуществляется по минимальному значению критерия E .

Так же разработан вариант модели, в котором для расчёта апостериорных вероятностей параметров используется байесовский подход. Апостериорные распределения описывают изменение вероятностей гипотетического набора

значений для ненаблюдаемых параметров модели θ , обусловленных входными данными и распределением априорных вероятностей $\rho(\theta)$, которые основываются на неких предыдущих или «внешних» исследованиях. Функция $L(D|\theta)$ определяет вероятность того, что произойдет событие D при условии θ , т.е. наблюдаемые данные будут соответствовать моделируемым при условии, что используется набор значений параметра θ . Для случая, в котором данные приняты независимыми и точными, обычно используется нормальное распределение, и функцию вероятности определяют как:

$$L(D|\theta) = \sum_t \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(N_{0,t} - \hat{N}_{0,t})^2}{2\sigma_t^2}\right), \quad (9)$$

где $N_{0,t}$ — моделируемая численность щенков в году t ; $\hat{N}_{0,t}$ — фактическая численность щенков в году t .

ДИНАМИКА ПАРАМЕТРОВ РЕПРОДУКТИВНОСТИ

К параметрам репродуктивности в модели относятся доля полового созревания по возрастам $\rho_{i,t}$ (огива созревания) и коэффициент рождаемости F_t (доля половозрелых самок участвующих в воспроизводстве). Одним из недостатков модели при оценке численности гренландского тюленя беломорской популяции до настоящего времени являлось использование постоянных во времени значений $\rho_{i,t}$ и F_t , связанное с отсутствием современных данных по этим показателям. Модель с постоянными значениями $\rho_{i,t}$ и F_t не может адекватно описать значительное сокращение в производстве щенков с 2003 по 2005 гг. (численность щенков сократилась более чем в 2,5 раза) (табл. 1).

На основании данных по созреванию самок, взятых из работ [Хузин, 1972], [Kjellqwist et al., 1995], [Тимосченко, 1995] и [Frie, 2008], была показана большая изменчивость полового созревания тюленей в различные периоды времени (рис. 1). Для гренландских тюленей Баренцева/Белого морей возраст, при котором созревает 50% особей, значительно возрос: с 4,6 года в период 1962–1972 гг. до 6,4 в 1976–1985 гг. и 7,6 года в 1988 г. (одновре-

Таблица 1. Даты российских съёмок, рассчитанное количество детенышей и коэффициенты вариации (CV) для гренландского тюленя Белого/Баренцева моря (численность щенков и коэффициенты вариации — по данным ИКЕС [2011])

Год	Период съёмки	Оценка численности щенков (экз.)	Коэффициент вариации (CV)
1998	12, 16 марта	286 260	0,150
2000	10–12 марта (фото)	322 474	0,098
	18 марта (мультиспектральная съёмка)	339 710	0,105
2002	20 марта	330 000	0,103
2003	18, 21 марта	328 000	0,181
	22 марта (фотосъёмка)	231 811	0,190
2004	22 марта (мультиспектральная съёмка)	234 000	0,205
2005	23 марта	122 658	0,162
2008	19–20 марта	123 104	0,199
2009	14–16 марта	157 000	0,108
2010	20–23 марта	163 032	0,198

менно со снижением темпов роста тела), а затем по данным 2006 г. снизился до 6,7 года.

Из литературных данных нам известны только шесть кривых зрелости за разные периоды (табл. 2). Для оценки огивы созревания в годы, когда данные по созреванию животных отсутствуют, мы использовали линейную интерполяцию.

Для гренландского тюленя беломорской популяции по данным Кьелквиста и др. [Kjellqwist et al., 1995] и ИКЕС [2009] определены только 2 значения коэффициента рождаемости (или беременности на последней стадии) (табл. 2).

Однако и эти данные, а особенно исследования гренландского тюленя ньюфаундленской популяции по данным авторов [Sjare, Stenson, 2010] показывают большую изменчивость коэффициента беременности самок. Для ньюфаундленской популяции отмечается общий тренд снижения коэффициента беременности самок в позднем сроке беременности для ряда наблюдений с 1954–2004 гг. (рис. 2).

Учитывая исторические значения коэффициентов беременности F_i тюленей беломорской популяции (см. табл. 2) и динамику F_i тюленей

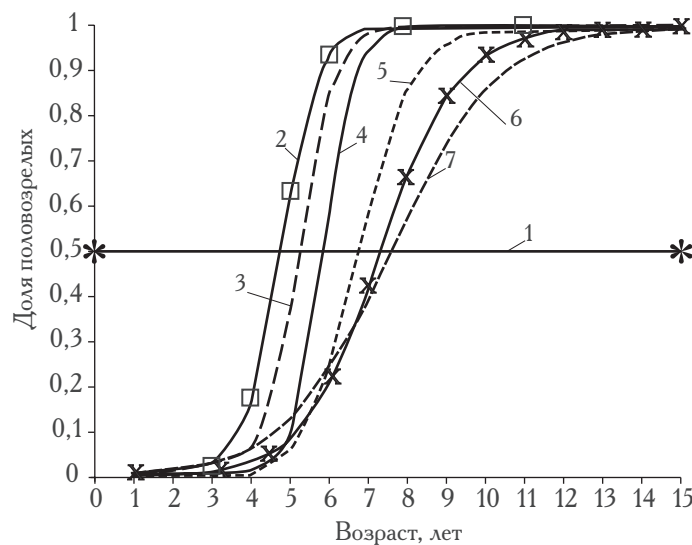


Рис. 1. Кривые созревания гренландского тюленя беломорской популяции за 1962–2006 гг.

1 — 1962–1964 гг.; 2 — 1965–1972 гг.; 3 — 1976–1985 гг.; 4 — 1988 г.; 5 — 1990–1993 гг.; 6 — 2006 г.; 7 — $\rho = 0,5$

Таблица 2. Доля половозрелых самок (ρ) в возрасте 4–13 лет в различные исторические периоды: $\rho_1 = 1962–1964$ гг.; $\rho_2 = 1965–1972$ гг.; $\rho_3 = 1976–1985$ гг.; $\rho_4 = 1988$ г.; $\rho_5 = 1990–1993$ гг.; $\rho_6 = 2006$ г.

Возраст	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
ρ_1	0	0,03	0,18	0,63	0,93	0,98	0,99	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
ρ_2	0	0,01	0,06	0,37	0,85	0,98	0,99	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
ρ_3	0	0	0,01	0,10	0,60	0,95	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,0	1,0	1,0
ρ_4	0	0,01	0,04	0,09	0,21	0,43	0,67	0,84	0,94	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
ρ_5	0	0	0,07	0,13	0,24	0,40	0,58	0,74	0,86	0,93	0,99	0,96	1,0	1,0
ρ_6	0	0	0,02	0,07	0,25	0,58	0,86	0,96	0,99	0,99	0,99	0,96	1,0	1,0

Таблица 3. Оценка доли рожавших самок беломорской популяции гренландского тюленя по двум периодам

Год	Коэффициент F
1990–93	0,84
2006	0,68

пользовали линейную зависимость (т.е. линейный переход от 0,84 в 1990 г. к 0,68 в 2006 г.) (табл. 3). В период до 1990 г. коэффициент беременности принят постоянным 0,84. В период после 2006 г. коэффициент беременности принят постоянным и равным 0,68.

Ньюфаундленской популяции (см. рис. 2), для расчёта коэффициента F_t в периоды с отсутствующими данными по беременности, мы ис-

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ
Оценка численности беломорской популяции гренландского тюленя выполнена по четырём сценариям: по оригинальной модели,

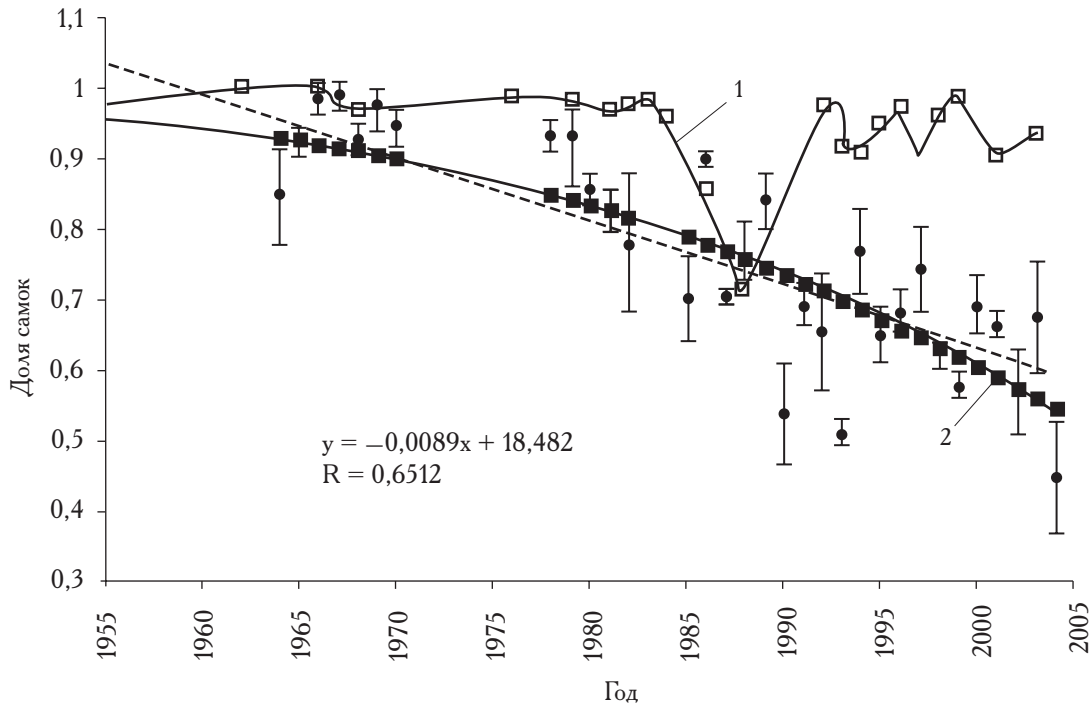


Рис. 2. Коэффициенты беременности самок гренландских тюленей по данным проб, взятых в водах Ньюфаундленда и Лабрадора в марте-апреле (ранний срок беременности, кривая 1) и с октября до конца февраля (поздний срок беременности, кривая 2) в 1954–2004 гг. [цит. по Sjare, Stenson, 2007] Исходные точки для (2) приведены вместе с доверительными пределами; пунктир — линейная регрессия для (2)

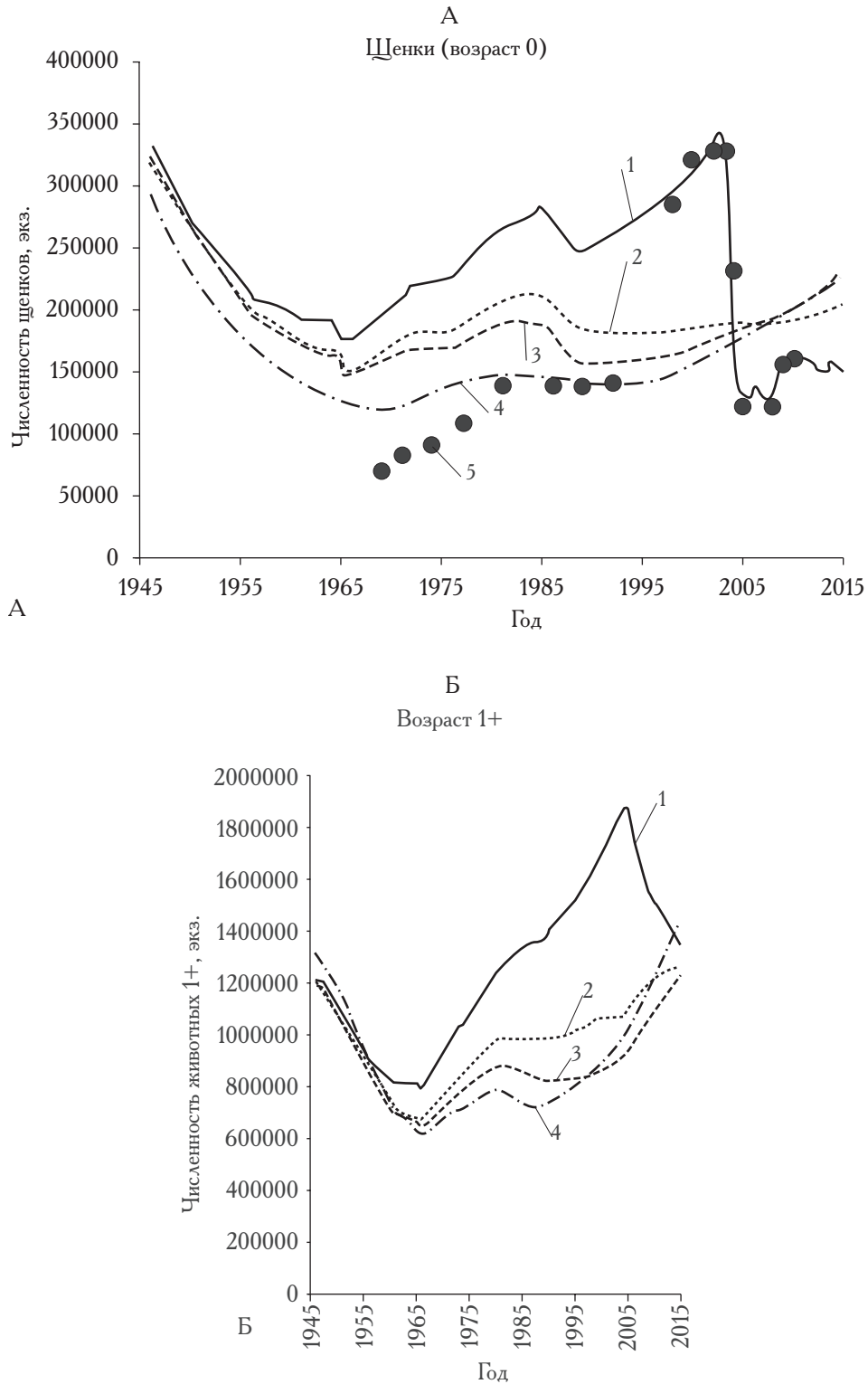


Рис. 3. Моделирование беломорской популяции гренландского тюленя: траектории численности для щенков (А) и животных возраста 1+ (Б) для четырёх сценариев. Черными кружками (рис. 3А) помечены оценки производства (численности рождённых) щенков по съёмкам. 1 — оригинальная модель ($\rho_{i,t}, F_t$ — постоянные); 2 — $\rho_{i,t}$ — переменный, F_t — постоянный; 3 — $\rho_{i,t}$ — переменный, F_t — переменный; 4 — $\rho_{i,t}$ — переменный, F_t — подобранный так, чтобы соответствовать численности щенков в съёмках; 5 — данные авиасъёмок

с постоянными значениями оги́вы созревания и коэффициента рождаемости и по модифицированной модели, в которой оги́ва созревания рассчитана, как описано выше. Коэффициент рождаемости (F_t) в различных сценариях модифицированной модели принят: а) постоянным, б) меняется, как описано выше (линейная интерполяция между известными значениями), в) значение параметра F_t подобрано так, чтобы хорошо описать изменение численности щенков, определённое по съёмкам 1998–2010 гг. (рис. 3). В последнем сценарии предполагается резкое изменение коэффициента рождаемости. В 2004–2006 гг. из-за плохих ледовых условий, снижения в этот период, по имеющимся данным, кондиций животных, связанных с нехваткой пищи, и отмеченными массовыми случаями выкидыша у самок [Stenson, Hammill, 2011]. Во всех сценариях (и оригинальной, и модифицированных вариантах модели) предполагалось, что параметры смертности M_0 и M_{1+} имеют нормальное распределение, а параметр K (ёмкость среды) — равномерное распределение.

Оценки по моделям показали относительно стабильные значения численности, мало зависящие от различных вариантов точности предварительного выбора M_0 и M_{1+} . Также изменения в среднем значении M_0 и M_{1+} не оказывают большого влияния на оценки модели.

Для настройки параметров модели использовались данные авиасъёмок за 1998–2010 гг. (см. табл. 1). Ни оригинальная модель (с постоянными оги́вой созревания и коэффициентом рождаемости), ни модифицированные модели с интерполированными значениями параметров репродуктивности по наблюдаемым историческим значениям не смогли хорошо описать снижение производства щенков, наблюдаемые во время съёмов в 2000–2006 гг. (Снижение производства щенков имело место предположительно из-за отсутствия достаточного количества наблюдаемых биологических данных, особенно за 2001–2005 гг.).

Вариант модели, в котором подбирались коэффициенты рождаемости (этот вариант хорошо описывает динамику производства щенков по авиасъёмкам) не имеет достаточно надёж-

ных количественных оценок этого параметра. Этот сценарий рассматривается для того, чтобы показать, как должен был бы изменяться коэффициент рождаемости в 2004–2010 гг., чтобы произошло столь резкое снижение численности щенков. Кроме того, в это значение коэффициента включается отмечаемое, но количественно не определённое увеличение смертности щенков из-за плохих ледовых условий в 2004–2008 гг. При оценке численности по этому сценарию коэффициент F_t принят равным 0,84 в период с 1946 по 2003 гг.

Чтобы оценки численности щенков по модели соответствовали оценкам по съёмкам, коэффициент F_t должен был снизиться с 0,84 в 2003 г. до 0,60 в 2004 г., до 0,31 в 2005–2006 гг. и до 0,27 в 2008–2009 гг., а затем в 2010–2012 гг. немного вырасти до 0,35. Эти значения представляются очень низкими. Однако учитывая вероятное увеличение естественной смертности щенков в этот период, а также отмеченное по материалам Рабочей группы WGHARP [ИКЕС, 2011] снижение коэффициента F_t для гренландского тюленя ньюфаундлендской популяции в 2004 г. до 0,44, и независимые данные по этой популяции за 2009–2011 гг. [Stenson, Hammill, 2011], согласно которым в течение этих двух лет показатели плодовитости снизились и могли составлять 0,3, делают нашу оценку вполне реальной. Численность животных группы 1+ беломорской популяции гренландского тюленя оценивается при этом на уровне 1,2 млн экз.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представленная модель успешно использовалась для оценки динамики численности беломорской популяции гренландского тюленя и определения допустимой добычи животных до 2004 г. В настоящее время в связи с ухудшением ледовой обстановки в Белом море, влияющей на щенку самок (воспроизводство), и резким снижением производства щенков модель не в состоянии адекватно описать наблюдаемые тенденции в производстве щенков и, следовательно, имеет невысокую прогнозическую ценность. Обязательным условием для дальнейшего использования этой модели является (наряду с проведением съёмов ценных залежек тюленей) сбор биологической

информации о созревании, коэффициентах беременности, естественной смертности щенков и взрослых (возраст 1+) животных, кондиций тела и других параметров популяции.

ЛИТЕРАТУРА

- Млекопитающие Советского Союза*. 1976. Т. 2. Ч. 3. Ластоногие и зубатые киты // Под ред. В. Г. Гетнера, К. К. Чапского, В. А. Арсеньева, В. Е. Соколов. М.: Высшая школа. 718 с.
- Хузин Р. Ш. 1972. Эколого-морфологический анализ различий и перспективы промысла гренландского тюленя беломорской, ян-майенской и ньюфундленской популяций. Мурманск: Мурман. кн. изд-во. 174 с.
- Яковенко М. Я. 1967. Беломорская популяция гренландского тюленя и перспективы её эксплуатации // Тр. ПИНРО. Вып. 21. С. 6–18.
- Frie A. K. 2008. An Update on Reproductive Parameters of Greenland Sea Harp Seals (*Pagophilus groenlandicus*) // Joint ICES/NAFO Working Group on Harp and Hooded Seals. 11 p.
- ICES. 2008. Report of the Working Group on Harp and Hooded Seals (WGHARP). 27–30 August 2008, Tromsø, Norway // ICES Document CM 2008/ACOM: 17. 59 p.
- Kjellquist S. A., Haug T., Øritsland T. 1995. Trends in Age-Composition, Growth and Reproductive Parameters of Barents Sea Harp Seals, *Phoca groenlandica* // ICES J. Mar. Sci. Vol. 52. P. 197–208.
- Sjare B., Stenson G. B. 2010. Changes in the Reproductive Parameters of Female Harp Seals (*Pagophilus groenlandicus*) in the Northwest Atlantic // ICES J. Mar. Sci. Vol. 67. P. 304–315.
- Skaug H. J., Frimannslund L., Øyen N. 2007. Historical Population Assessment of Barents Sea Harp Seals (*Pagophilus groenlandicus*) // ICES J. Mar. Sci. Vol. 64. P. 1356–1364.
- Stenson G. B., Hammill M. O. 2011. Living on the Edge: Observations of Northwest Atlantic Harp Seals in 2010 and 2011 // Joint ICES/NAFO Working Group on Harp and Hooded Seals. 15–19 August 2011, St. Andrews, Scotland.
- Timoshenko Y. K. 1995. Harp seals as Indicators of the Barents Sea Ecosystem // Whales, Seals, Fish, And Man. Development in Marine Biology. Vol. 4. P. 509–523.

The Estimation of the Size and Management of the Fisheries of the Harp Seal *Pagophilus groenlandicus* of the White Sea Population

V. A. Korzhev

Knipovich Polar Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography (PINRO, Murmansk
e-mail: korgev@pinro.ru

This paper presents a detailed description of the mathematic model to be used to estimate abundance of the White Sea harp seal population and the input data required for the model implementation. The paper also describes the model parameters and methods of their assessment. Abundance of the harp seal from 1946 to 2012 was estimated. The data from research literature were used to analyse the dynamics of fertility parameters of the White Sea harp seal population and to show its effect on the stock assessment.

Key words: Greenland seal, modeling, abundance settings, productivity, mortality.