
ПОПУЛЯЦИОННАЯ БИОЛОГИЯ

УДК 595.384.2 – 152.6.08(268.45)

**РЕЗУЛЬТАТЫ ПРИМЕНЕНИЯ СТОХАСТИЧЕСКОЙ КОГОРТНОЙ
МОДЕЛИ CSA ДЛЯ ОЦЕНКИ ЗАПАСА КАМЧАТСКОГО КРАБА
PARALITHODES CAMTSCHATICUS В БАРЕНЦЕВОМ МОРЕ**

© 2008 г. С.В. Баканев

*Полярный научно-исследовательский институт морского рыбного
хозяйства и океанографии, Мурманск 183763*

Поступила в редакцию 12.10.2007 г.

Окончательный вариант получен 15.05.2008 г.

Ежегодная численность камчатского краба в Баренцевом море рассчитана за период с 1994 по 2006 гг. Расчет численности осуществлен по методу когортного анализа уловов, полученных по результатам траловых съемок (стохастической версии модели CSA). Распределения апостериорных вероятностей возможных значений параметров модели получены на основе байесовского подхода. Опробованы два сценария модели – с учетом нелегального вылова и без него. Результаты расчетов показали целесообразность использования стохастической версии модели CSA для оценки и прогнозирования запаса камчатского краба, а также для осуществления риск-анализа последствий принятой стратегии управления.

ВВЕДЕНИЕ

Теорема Байеса и стохастические математические модели, использующие эту теорему, стали активно применяться в промысловой биологии в начале 90-х годов прошлого столетия. В настоящее время такие модели широко используются для описания состояния и прогнозирования запасов и оценки ориентиров управления морских млекопитающих, рыб и беспозвоночных. Модели были успешно адаптированы для запасов северной креветки, канадского лосося, южноафриканского анчоуса, усатых китов, тихоокеанского палтуса, тихоокеанской сельди и т.д. Оценки состояния запасов и прогнозы, выполненные этим методом, используются в различных международных организациях, участвующих в разработке рекомендаций по эксплуатации гидробионтов: ФАО, АНТКОМ, ИКЕС, НЕАФК, НАФО.

Цель данной работы – оценить возможность использования данного метода для описания динамики численности и оценки общего допустимого улова (ОДУ) камчатского краба (*Paralithodes camtschaticus*) Баренцева моря.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Байесовский подход

Байесовский подход используется для получения распределения апостериорных вероятностей возможных значений параметров модели. Это распределение описывает изменение вероятностей гипотетического набора значений для ненаблюдаемых параметров модели (θ), обусловленных исходными данными и распределением априорных вероятностей θ , которое основывается

на неких предыдущих или «внешних» исследованиях. Томас Байес сформулировал тождество в следующем виде (Bayes, 1763):

$$p(\theta | data) \propto p(data | \theta) p(\theta)$$

где $p(\theta | data)$ – распределение апостериорных вероятностей, $p(data | \theta)$ – функция правдоподобия вектора параметров θ для ряда данных и $p(\theta)$ – оцененное или принятое распределение априорных вероятностей ненаблюдаемых значений.

Применение теоремы Байеса со времен ее формулировки представляло определенные трудности, но с появлением вычислительной техники были разработаны методы ее реализации. Алгоритмы методов и диагностика были реализованы в программном продукте WinBUGS v.1.3, разработанным в Великобритании (www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs; Gilks et al., 1994; Spiegelhalter et al., 2000).

Прайеры

При использовании байесовского подхода созданная исследователем модель модифицируется с использованием эмпирических данных. При включении серий наблюдений в модель байесовский статистический аппарат изменяет в соответствии с этими наблюдениями априорную модель реальности. Эта модель включает в себя априорные распределения значений параметров, так называемых прайеров, которые основываются на дополнительных, предыдущих или «внешних» данных, полученных например, для других популяций, например, популяций родственных видов. Если же нет таких данных, то произвольно задается низкоинформативный или «экспертный» прайер (Kass, Wasserman, 1996; Punt, Hilborn, 1997).

Распределения априорных вероятностей значений параметров в ситуациях недостатка данных, что нередко встречается при моделировании морских популяций, могут существенно влиять на апостериорное распределение и, соответственно, изменять результаты расчетов. Выбор подходящих прайеров становится важной фазой в построении байесовской модели. Распределения различных параметров в модели влияют друг на друга, поэтому возможно нежелательное влияние одних малоинформативных прайеров на другие более информативные. Методика выбора прайеров и их распределений описана в работах Punt, Hilborn, 1997; Gelman et al., 1995.

Уравнения динамики численности

Для оценки динамики состояния запаса камчатского краба была использована стохастическая версия модели, основанная на когортном анализе размерно-возрастных групп. Мы использовали разновидность модели CSA (*catch survey analysis*) для небольших запасов краба с относительно низкими уловами в ходе ежегодных траловых съемок, дающими мало информации о размерном распределении. В качестве исходных данных брали количество половозрелых самцов, пойманных в съемках (Zheng et al., 1997), которых разделяли на три группы: *пререкруты* (PR), *рекруты* (R) и *пострекруты* (P). В соответствии с техническими мерами регулирования промысла, принятыми Смешанной Российско-Норвежской комиссией по рыболовству и Правилами рыболовства в

Баренцевом море промысловый размер камчатского краба в Баренцевом море составляет ≥ 150 мм по ширине карапакса и ≥ 132 мм по длине карапакса (ДК). Средний годовой прирост половозрелых самцов баренцевоморской популяции составляет 17 мм по ДК (Nilssen, Sundet, 2006). В соответствии с годовым приростом пререкрутами мы условились считать половозрелых самцов с ДК 114-131 мм, рекрутами – самцов на 1-2-й стадиях линьки с ДК 132-149 мм, пострекрутами – самцов на 1-2-й стадиях линьки с ДК более 150 мм и самцов на 3-4-й стадиях линьки с ДК 132 мм и более.

Уравнения динамики численности, включающие описание ошибок наблюдения, выглядят так:

$$R_{t+1} = PR_t * e^a * molt * G_{PR,R} * e^{-M} * e^b$$

$$P_{t+1} = ((P_t + R_t + PR_t * molt * G_{PR,P}) * e^{-M} - C_t * e^{-M * (1-\gamma_t)}) * e^c$$

где $molt$ – вероятность линьки для пререкрутов; $G_{PR,R}$, $G_{PR,P}$ – величины, рассчитанная по матрице роста, соответствует доле крабов, которые переходят из группы PR в группы R и P ; M – коэффициент естественной смертности; C_t – вылов крабов в году t ; γ – временная задержка от момента съемки до середины промысла в году t ; a , b и c – ошибки наблюдений, априорные распределения которых равны обратному гамма-распределению с модами равными коэффициентам вариации индексов PR , P и R , полученных по съемкам (Hvingel, Kingsley, 2006).

В данной модели мы использовали два ряда данных, характеризующих интенсивность промыслового изъятия: официальный вылов и общий вылов с учетом нелегального. Нелегальный вылов учитывал браконьерские выгрузки на внутренний рынок и, согласно литературным источникам, составлял не менее 0,40 млн. экз. в 2003-2004 гг. (Соколов, 2005). Также была оценена величина экспорта краба в США (основное направление экспорта) российским флотом в 2005-2006 гг. по данным статистического отдела Национальной морской рыболовной службы правительства США (<http://www.st.nmfs.gov/>).

Данные и уравнения наблюдения

Для оценки запаса камчатского краба использованы серии индексов размерно-возрастных групп по результатам российских осенних траловых съемок в 1994-2006 гг. ($survPR_t$, $survR_t$, $survP_t$). Отношение этих индексов к абсолютной численности обозначалось коэффициентами улавливаемости, оцениваемыми для каждой из трех размерно-возрастных групп: q_{PR} , q_R , q_P . Принимается, что ошибки наблюдений pr , r , p распределяются логнормально.

Принятые значения прайеров для оценки запаса камчатского краба

1. Коэффициент естественной смертности M . Нет достоверных данных об уровне естественной смертности камчатского краба в Баренцевом море. Литературные данные об этом параметре в тихоокеанском регионе позволяют сделать допущение о его величине на уровне 0,1-0,3 (Zheng et al., 1995; Михеев, 1999). В данной работе априорное распределение M было принято, как нормальное

распределение с модой 0,2 и дисперсией 0,01, при котором M с 95% вероятностью находился в интервале 0,004-0,391.

2. *Вероятность линьки пререкрутов molt*. Априорное распределение для этого параметра было описано на основании результатов мечения камчатского краба баренцевоморской популяции, проведенного российскими и норвежскими специалистами (Nilssen, Sundet, 2006), как нормальное распределение с модой 0,95, т.е. с 95% вероятностью пререкруты линяют и переходят в другую размерно-возрастную категорию.

3. *Величины $G_{PR,R}$, $G_{PR,P}$* . На основании норвежских исследований роста камчатского краба была рассчитана матрица вероятности перехода из одной размерной группы в другую и построена стохастическая модель (Nilssen, Sundet, 2006), результаты расчетов которой были включены в данную версию когортной модели. Предполагается, что с вероятностью 90% пререкруты при линьке переходят в рекруты, а с 7,5% пререкруты в пострекруты.

4. *Коэффициенты улавливаемости q_{pr} , q_r , q_p* . Коэффициент улавливаемости масштабирует индекс съемки к абсолютному значению биомассы и является функцией совокупности факторов, например таких, как:

- уловистость трала по отношению к разным размерным группам животных и типам грунтов;
- распределение животных разных размерных групп на акватории исследований;
- недоступность некоторых акваторий для исследования;
- неопределенности в оценке численности вследствие значительных пространственно-временных флуктуаций плотностей на границах ареала и т.д.

При настройке модели, коэффициенты улавливаемости зависят от принятой естественной смертности и величины вылова. Малоинформативные прайеры могут значительно повлиять на результаты исследований; часто такая неопределенность влияет на апостериорное распределение параметров и не дает четких ответов о параметрах системы. Нами был осуществлен расчет с информативным прайером q_p , однородное априорное распределение которого имело логарифмический масштаб, а искомое значение с 95% вероятностью находилось в интервале 0,005-2,300. Было выбрано однородное априорное распределение для q_{pr} и q_r в интервале 0,1-1,0.

5. *Оценка численности пререкрутов PR, рекрутов R и пострекрутов P в начальный год*. Численность запаса в первые годы исследований находилась на минимальном уровне. Учитывая, что априорные распределения $PR[1]$, $R[1]$, $P[1]$ практически не влияют на оценку величины запаса в терминальный год исследований, их априорные распределения мы выбрали в достаточно широких пределах $PR[1] \sim \text{dunif}(2;200)$; $P[1] \sim \text{dunif}(20;600)$; $R[1] \sim \text{dunif}(20;500)$.

Диагностика модели

Для оценки качества настройки модели выполнено сравнение наблюдаемых значений и их апостериорных (рассчитанных в модели) распределений с использованием нескольких критериев согласия:

1) рассчитаны отклонения между наблюдаемыми и рассчитанными значениями на каждом итерационном шаге. Суммарная статистика отклонений показала степень смещения модельных значений от наблюдаемых.

2) адекватность модели анализировалась путем сравнения распределения каждой наблюдаемой величины со своим апостериорным прогнозным распределением (Gelman et al., 1995, 1996). При этом, после настройки параметров в модели имитируется набор наблюдаемых данных. Вероятности имитируемых значений наблюдаемых величин $data_{rep}$ имеют распределение:

$$P(data_{rep} | data_{obs}) = \int P(data_{rep} | \theta) P(\theta | data_{obs}) d\theta$$

В данном выражении показатель $P(data_{rep} | \theta)$ представляет собой выборку наблюдений из распределений, рассчитанных в модели – $P(\theta | data_{obs})$.

Данный критерий проверяет, нет ли смещения наблюдаемого индекса численности относительно медианы распределения имитируемых на каждой итерации модели индексов численности. Степень отклонения суммируется в векторе р-значений, рассчитываемых как пропорция N-итераций, в которых выборка имитируемых данных наблюдения из апостериорного распределения превышает истинные значения данных наблюдения:

$$p.value = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N I((data_j^{rep}, \theta_j) - (data^{obs}, \theta_j))$$

где $I(x)$ равно 1, если x истинно, и 0, если x ложно. Величины близкие к 1 или 0 в векторе р-значений показывают, что набор наблюдаемых значений в значительной мере отклоняется от медианы апостериорного распределения. Величина $p.value$ близкая к 0,5 показывает, что расчетная величина $data_j^{rep}$ приблизительно в 50% случаев больше входного значения и в 50% – меньше, т.е. отклонения не имеют систематического смещения.

3) третий вариант диагностики – «Conditional Predictive Ordinate» (CPO, Gelfand, Dey, 1994), рассчитывается как гармоническая средняя функции правдоподобия:

$$CPO_i = \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{1}{p(data_i | \theta_j)} \right]^{-1}$$

где n – количество итераций. Меньшие значения этого критерия свидетельствуют о худшем качестве настройки модели для соответствующих данных.

4) Для сравнения двух различных моделей по качеству их настройки на исходные данные рассчитываются выборочные средние логарифмических функций правдоподобия умноженные на -2 (Gilks et al., 1992):

$$DEV = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (-2) \sum_i \ln(p(data_i | \theta_j))$$

а также отрицательная сравнительная проверка логарифмического правдоподобия (negative cross-validated log-likelihood, Gelfand, Dey, 1994):

$$NCL = \sum_i \ln \left[\left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{1}{p(data_i | \theta_j)} \right)^{-1} \right]$$

где n – количество итераций. Статистические показатели DEV и NCL дают меньшие значения, если соответствие модельных и исходных данных лучше.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Результаты расчетов и выбор подходящих априорных распределений параметров

Был проведен сравнительный анализ результатов прогонок стохастической когортной модели CSA с различными настройками и стартовыми значениями параметров. При прогонке моделей с различными стартовыми значениями и различными априорными вероятностями параметров их апостериорные вероятности имели достаточно сходные значения медиан, что может служить показателем устойчивости полученных результатов.

Расчеты проводили по двум сценариям, учитывая только официальный вылов (1) и учитывая оцененный нелегальный вылов (2). Анализ суммарной статистики распределения остатков между наблюдаемыми и их рассчитанными значениями показывает, что данные достаточно хорошо описываются расчетными величинами, а также не наблюдаются значительные тренды в остатках. Минимальная сумма квадратов отклонений для индексов рекрутов и пострекрутов наблюдалась при расчетах с неофициальным выловом, т.е. модель в этом случае лучше описывала входные индексы численности (табл. 1). Параметры \overline{DEV} и NCL показывают, что при сценарии 1 для пререкрутов и рекрутов наши предположения об исходных распределениях параметров в большей степени соответствуют исходным данным, а для пострекрутов в меньшей, по сравнению со сценарием 2.

При расчетах по второму сценарию коэффициенты улавливаемости и естественной смертности оказались несколько ниже, в то время как численность размерно-возрастных групп – выше, чем при расчетах по первому сценарию. С увеличением промысловой нагрузки на запас в 2005-2006 гг. оцененная численность пострекрутов 2007 г. оказалась ниже по 2-му сценарию, в то время как численность пререкрутов и рекрутов выше. Модель, настраиваясь на данные вылова 2005-2006 гг., корректирует продуктивность запаса, увеличивая численность младших групп за счет уменьшения коэффициентов их улавливаемости.

Вариант расчетов по 2-му сценарию дал несколько лучшее соответствие с исходными данными, структурой модели и нашими представлениями об априорных вероятностях параметров. Наибольшее сходство было отмечено для индексов численности пострекрутов, которые в гораздо большей степени подвержены промысловому прессу, чем рекруты. Т.е. воздействие промысла в первую очередь должно отражаться на динамике численности пострекрутов. В соответствие с этим в дальнейшем анализируются результаты расчетов с учетом неофициального вылова (сценарий 2).

Результаты оценки и состояние запаса

Расчетная численность размерно-возрастных групп хорошо коррелирует с данными траловых съемок. За весь период наблюдения все группы значительно увеличили свою численность (рис. 1). В 1994-1996 гг. численность всех групп сохранялась на стабильно низком уровне. С 1997 г. наблюдался рост численности,

который достиг своего максимума в 2001 г. для пререкрутов, в 2002 г. для рекрутов, а в 2004-2005 гг. для пострекрутов. Численность промыслового запаса последние шесть лет сохранялась на уровне выше среднегодового, достигнув в 2003-2004 гг. своего максимума. Пополнение промыслового запаса в 2007 г. ожидается высоким в сравнении с 2004-2006 гг., поэтому численность рекрутов в 2007 г. оценена также на высоком уровне. В 2006 г. отмечалось максимальное промысловое изъятие крабов, следовательно, в 2007 г. ожидается дальнейшее уменьшение численности пострекрутов. Нижняя граница 95% доверительного интервала численности пострекрутов в 2007 г. достигает критически низкого значения, что свидетельствует о высокой степени неопределенности в оценке при существующей степени эксплуатации.

Таблица 1. Параметры оценки запаса камчатского краба в Баренцевом море с учетом официального вылова (сценарий 1) и общего вылова (сценарий 2).

Table 1. Estimation parameters of the red king crab stock in the Barents Sea subject to the official catch (scenario 1) and the total catch (scenario 2).

Параметр	Сценарий 1			Сценарий 2		
M	0,191			0,190		
$moli$	0,95			0,95		
$G_{PR,R}$	0,90			0,90		
$G_{PR,P}$	0,07			0,07		
q_{PR}	0,21			0,18		
q_r	0,38			0,33		
q_p	0,74			0,70		
σ_r	0,22			0,22		
σ_r	0,33			0,33		
σ_p	0,31			0,31		
Год\Численность, тыс. экз.	PR	R	P	PR	R	P
1994	33	98	370	38	112	390
1995	226	36	299	259	41	318
1996	137	159	226	157	182	239
1997	160	53	357	184	61	381
1998	265	124	455	303	142	486
1999	1324	193	569	1506	221	609
2000	1703	772	755	1956	880	813
2001	6528	920	1013	7559	1056	1098
2002	3615	4511	1556	4188	5273	1648
2003	2988	3861	7070	3440	4522	7642
2004	1829	2333	9071	2113	2701	9611
2005	2351	1311	9065	2702	1518	9685
2006	4926	1746	7110	5690	2014	7243
2007	4964	3445	5038	5697	3985	3208
DEV	20,91	1,31	8,49	21,00	19,33	8,41
NCL	7,08	6,79	2,26	7,11	6,79	2,25
RSS	114834	836243	3948016	116144	818347	3637988

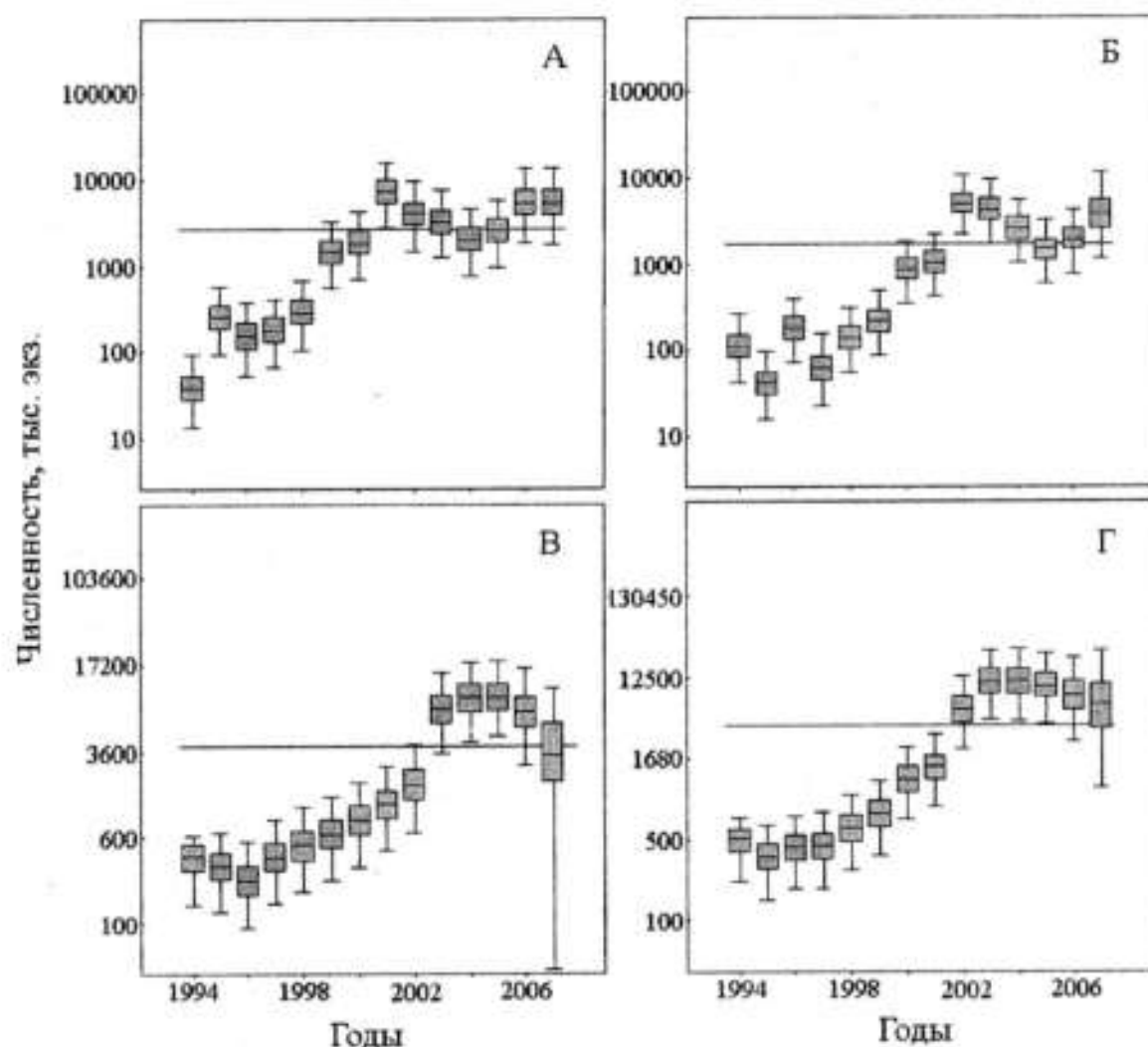


Рис. 1. Динамика численности пререкрутов (А), рекрутов (Б), пострекрутов (В) и промыслового запаса (Г) камчатского краба в Баренцевом море в 1994-2007 гг. (ось у в логарифмическом масштабе; прямоугольники с горизонтальной чертой – диапазон квартилей с медианой; планки погрешностей – 95% доверительный интервал, горизонтальная черта – среднегодовое значение численности).

Fig. 1. The population dynamics of pre-recruits (A), recruits (B), post-recruits (C) and the fishable stock of the red king crab in the Barents Sea in 1994-2007 (y-axis in logarithmic scale; rectangles with a horizontal line: a quartiles-median range; error bars: 95% of confidence interval, horizontal line: mean annual abundance).

Диагностика модели

Основные диагностические показатели отдельно по размерно-возрастным группам представлены в таблице 2. Величина *p.value* расчетов значительно отклоняется от 0,5 в 1994-2003 гг. у всех групп. Такие отклонения свидетельствуют о том, что набор наблюдаемых значений в эти годы в большей степени не соответствует своему апостериорному распределению, чем в 2004-2007 гг. Наибольшие остатки и наименьшие *CPO* наблюдаются для пререкрутов в стартовом году. Высокие ошибки в 2002-2003 гг. отражают резкий скачок

численности в эти годы и неспособность модели точно описать данные наблюдений. Такой эффект быстрого роста численности может быть связан с методическими проблемами при проведении съемок и, соответственно, некорректной оценкой индексов численности в эти или предыдущие годы. Минимальные ошибки соответствуют 1998-2001, 2004-2006 гг., когда не наблюдалось резких скачкообразных изменений в индексах численности. Анализ остатков дает основание пересмотреть результаты расчетов индексов в отдельные годы и, возможно, выполнить их корректировку с учетом дополнительных данных или, например, с помощью аппроксимирующих методов. Параметры \overline{DEV} и NCL показывают, что для пострекрутов наши предположения об исходных распределениях параметров в большей степени соответствуют исходным данным.

Таблица 2. Остатки (% от индексов съемки), вероятность получения более экстремальных значений (p -extreme), условная прогнозируемая ордината (CPO), отклонение и отрицательная перекрестная проверка логарифмического правдоподобия для пререкрутов, рекрутов, пострекрутов.

Table 2. Residuals (% of observed value), probability of getting a more extreme observation, conditional predictive ordinate (CPO), deviance and the negative cross-validated log-likelihood (NCL) for Prerecruits, Recruits, Postrecruits.

Год	пререкруты			рекруты			пострекруты		
	resid. (%)	p.value	CPO	resid. (%)	p.value	CPO	resid. (%)	p.value	CPO
1994	-74,73	0,11	0,31	-3,96	0,47	0,91	18,28	0,70	0,98
1995	1,75	0,51	0,94	36,02	0,85	0,47	-3,64	0,46	1,13
1996	44,95	0,91	0,24	-2,36	0,48	0,96	-31,25	0,24	0,85
1997	-10,78	0,41	0,92	-85,26	0,08	0,19	-18,36	0,32	1,04
1998	-4,29	0,46	0,93	4,54	0,54	0,95	13,98	0,66	1,06
1999	17,18	0,67	0,87	0,62	0,51	0,96	7,94	0,59	1,11
2000	26,11	0,75	0,74	-0,17	0,50	0,97	18,25	0,71	0,99
2001	5,22	0,55	0,94	-17,50	0,35	0,91	-24,66	0,28	0,96
2002	-59,91	0,16	0,46	-38,54	0,22	0,70	-31,07	0,25	0,86
2003	-14,61	0,40	0,91	32,42	0,82	0,57	23,45	0,77	0,84
2004	0,50	0,48	0,94	11,78	0,60	0,93	6,64	0,55	1,13
2005	-6,70	0,44	0,93	-2,30	0,51	0,96	-6,22	0,45	1,14
2006	-0,02	0,50	0,87	5,80	0,55	0,95	3,88	0,54	1,09
\overline{DEV}	21,00			19,33			8,41		
NCL	7,11			6,79			2,25		
σ	0,20			0,30			0,28		

Перспективы использования результатов расчетов

Использование когортных моделей, учитывающих размерно-возрастные классы, позволяет получать информацию по оценке воздействия промысла на

виды, данные по возрастам у которых недоступны. Продукционные модели для оценок искусственно созданных запасов менее эффективны и требуют гораздо больших допущений. Наиболее грубыми допущениями продукционных моделей являются предположения о том, что запас находится в равновесном состоянии, имеет постоянный продукционный потенциал и емкость среды. Когортные же модели позволяют анализировать и оценивать отдельные «поколения» и учитывать величину пополнения. С другой стороны, общим для когортных и продукционных моделей является необходимость выбора масштабирующего параметра, который связывает индексы съемок с абсолютными значениями численности или биомассы. При выборе масштабирующего коэффициента улавливаемости с однородным распределением от $-\infty$ до $+\infty$ модель настраивается только по вылову при условии, что коэффициенты естественной смертности зафиксированы. При этом, если система «запас-промысел» не имеет историю эксплуатации, охватывающую широкий диапазон изменения биомассы и уровней промыслового усилия, то использование такой модели может привести к неверным результатам. История «полномасштабной» эксплуатации баренцевоморского запаса камчатского краба началась в 2005 г., т.е. на результаты настройки модели в большей степени влияют два года: 2005-2006 гг., что недостаточно для надежной оценки. Таким образом, результаты расчетов по моделям для камчатского краба в Баренцевом море зависят в большей степени от выбора априорных распределений коэффициентов улавливаемости.

Коэффициент улавливаемости равен коэффициенту уловистости трала при условии полного охвата траловой съемкой акватории, на которой обитает популяция и условии того, что траловые станции покрывают площадь равномерно с учетом плотностного распределения животных. Съемка камчатского краба в РЭЗ в последние 3 года не проводилась в прибрежной семимильной зоне, где численность краба была достаточно высокой в предыдущие годы. Резкое увеличение индекса численности промыслового запаса в 2001 г. может быть связано с существенной недооценкой запаса в предыдущий год, и/или переоценкой его в 2001 г. Коэффициент улавливаемости в данном случае не равен коэффициенту уловистости трала. Тем не менее, надо понимать, что коэффициент уловистости трала является составляющим коэффициента улавливаемости и выбор его очень важен для оценки абсолютной численности. Для баренцевоморского запаса величина коэффициента уловистости может приниматься как минимальная величина коэффициента улавливаемости.

При использовании CSA у берегов Аляски принимается допущение, что улавливаемость пострекрутов и рекрутов равна 1, а оценивается улавливаемость пререкрутов-1 и пререкрутов-2. Такое допущение удовлетворяет управленческим целям, в условиях, когда история эксплуатации запаса насчитывает более 20 лет (Zheng et al., 1997). Тем не менее, анализ результатов оценки не дает четкого ответа на причины коллапса запаса в начале 80-х годов прошлого столетия. Американские ученые предполагают, что одна из главных причин коллапса –

изменение естественной смертности в этот период. Прогнозы модели с различными вариантами коэффициентов позволили определить, что такие изменения в величине запаса могут происходить при увеличении естественной смертности в 3-4 раза. Причины такой высокой смертности остаются неизвестными. Возможно, что на этот параметр влияют различные факторы окружающей среды, хищничество, болезни (Otto, 1986; Blau, 1986). Некоторые исследователи полагают, что основной фактор – это старение (Stevens, 1990); другие не поддерживают этот тезис, полагая, что главная причина может быть в низкой выживаемости непромысловых крабов, отпущенных после поимки обратно в море (Stevens, 1990).

В наших расчетах мы не ограничивали жестко распределение функции плотности вероятности параметра улавливаемости. В расчетах по сценариям 1 и 2 апостериорное распределение вероятностей коэффициента улавливаемости пострекрутов имело медиану 0,74 и 0,70, соответственно. Тем не менее, учитывая, что оценка нелегального вылова сделана с высокой степенью неопределенности и вылов, возможно, значительно выше, а также то, что акватория съемки не полностью покрывает ареал, можно предположить, что рассчитанные коэффициенты улавливаемости несколько завышены. Повышение точности коэффициента зависит от наличия знаний о коэффициенте уловистости трала, которым проводятся учетные съемки, а также от информации о численности краба вне акватории съемки. Получение таких знаний и включение их в модельные расчеты увеличит вероятность получения оценок близких к абсолютной численности.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализ входных данных по камчатскому крабу показал, что динамика параметров баренцевоморской популяции крайне нестабильна. Очевидно, что для применения математических моделей необходимы не только данные траловых съемок, но и данные о коэффициентах уловистости размерно-возрастных групп, количестве промысловых усилий, размерно-возрастном составе промысловых уловов и величине реального вылова. С другой стороны, появление урожайных поколений и регистрация их на протяжении ряда лет позволяют в первом приближении анализировать динамику запаса, а затем обоснованно ее прогнозировать и производить риск-анализ последствий принятой стратегии управления. Надежность таких оценок зависит, прежде всего, не от выбора типа математической модели и алгоритмов расчета, а от качества исходных данных. Анализ модельных расчетов, исходных данных и литературных источников показал, что оценка уравновешенного улова весьма проблематична. Очевидно, что роль оценки запаса не заключается в определении наилучшего значения MSY , а состоит в оценке реакций промысловых популяций на промысел и воздействие окружающей среды. Адаптация опыта американских ученых и результаты наших исследований показали хорошие перспективы для использования стохастической версии модели CSA, как инструмента для оценки динамики запаса, отслеживании реакции популяции на промысел, оценке ОДУ и ориентиров управления для баренцевоморского запаса камчатского краба.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Мухеев А.А. Расчет оптимального изъятия донных беспозвоночных // Рыбное хозяйство. 1999. №5. С. 41-43.
- Мухеев А.А. Стохастическая когортная модель для беспозвоночных с прерывистым ростом. Сб. тр. СахНИРО. 2003. Т. 5. С. 216-242.
- Соколов В.И. Промысел камчатского краба в Баренцевом море (Возможные варианты развития событий) // Рыбные ресурсы. 2005. №2. С. 35-38.
- Bayes T. An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. Philosophical Transactions of the Royal Society. 1763. Pp. 330-418. (Reprinted in: Biometrika. 1958. №45. Pp. 293-315).
- Blau S.F. Recent declines of red king crab (*Paralithodes camtschatica*) populations and reproductive conditions around the Kodiak Archipelago, Alaska. In North Pacific Workshop on Stock Assessment and Management of Invertebrates. Edited by G.S. Jamieson and N. Bourne // Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 1986. №92. Pp. 360-369.
- Butterworth D.S., Punt A.E. On the Bayesian approach suggested for the assessment of the Bering-Chukchi-Beaufort Seas stock of bowhead whales // Rep. int. Whal. Comm. 1995. №45. Pp. 303-311.
- Gelfand A.E., Dey D.K. Bayesian model choice: asymptotics and exact calculations // J Roy Statist Soc B. 1994. 56 p.
- Gelman A., Carlin J.C., Stern H., Rubin D.B. Bayesian Data Analysis. New York: Chapman & Hall, 1995. 525 p.
- Gilks W.R., Thomas A., Spiegelhalter D.J. A language and program for complex Bayesian modeling // Statistician. 1994. №43. Pp. 169-178.
- Hvingel C., Kingsley M.C.S. A framework to model shrimp (*Pandalus borealis*) stock dynamics and quantify risk associated with alternative management options, using Bayesian methods // ICES J. Mar. Sci. 2006. № 63. Pp. 68-82.
- Kass R.E., Wasserman L. The selection of prior distributions by formal rules // J. Amer. Stat. Association. 1996. №91. Pp. 1345-1370.
- Meyer R., Millar R.B. Bayesian stock assessment using a state-space implementation of the delay difference model // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1999. №56. Pp. 37-52.
- Nilssen E.M., Sundet J.H. The introduced species red king crab (*Paralithodes camtschaticus*) in the Barents Sea. II. Growth increments and moulting probability // Fisheries Research. 2006. №82. Pp. 319-326.
- Otto R.S. Management and assessment of eastern Bering Sea king crab stocks. In North Pacific Workshop on Stock Assessment and Management of Invertebrates. Edited by G.S. Jamieson and N. Bourne // Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 1986. №92. Pp. 83-106.
- Punt A., Hilborn R. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. Reviews in Fish Biology and Fisheries. 1997. №7. Pp. 35-63.
- Punt A.E., Hilborn R. BAYES-SA - Bayesian Stock Assessment Methods in Fisheries - User's Manual. Washington, USA: School of Aquatic and Fishery Sciences University of Washington Seattle, 2001. 228 p.
- Spiegelhalter D.J., Thomas A., Best N. WinBUGS version 1.3 User Manual. Cambridge, England: MRC Biostatistics Unit, Inst. of Public Health, 2000. 56 p.

Stevens B.G. Temperature-dependent growth of juvenile red king crab (*Paralithodes camtschatica*), and its effects on size-at-age and subsequent recruitment in the eastern Bering Sea // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1990. №47. Pp. 1307-1317.

Zheng J., Murphy M.C., Kruse G.H. A length-based population model and stock-recruitment relationships for red king crab, *Paralithodes camtschaticus*, in Bristol Bay, Alaska // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1995. №52. Pp. 1229-1246.

Zheng J., Murphy M.C., Kruse G.H. Application of a Catch-Survey Analysis to Blue King Crab Stocks Near Pribilof and St. Matthew Islands // Alaska Fishery Bulletin. 1997. V. 4. №1. Pp. 62-74.

APPLICATION OF A STOCHASTIC COHORT MODEL CSA FOR RED KING CRAB, *PARALITHODES CAMTSCHATICUS*, IN THE BARENTS SEA

© 2008 y. S.V. Bakanev

The Polar Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography, Murmansk

Annual abundance of the red king crab in the Barents Sea was calculated for the period 1994-2006. The abundance was calculated applying the method of cohort analysis of catches resulted from trawl surveys (stochastic version of CSA model). Distributions of posterior probabilities of the possible values in the model parameters were obtained on the basis of Bayesian approach. Two model scenarios were tested: with an allowance for illegal catch and without it. Results of calculations showed a reasonability in applying the stochastic version of CSA model for the estimation and forecasting of the Red king crab stock and for risk analysis of consequences of the adopted management strategy.