

О ВОЗМОЖНОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ БАЙЕСОВСКОГО ПОДХОДА ДЛЯ ОЦЕНКИ ЗАПАСА КАМЧАТСКОГО КРАБА (*PARALITHODES CAMTSCHATICUS*) В БАРЕНЦЕВОМ МОРЕ

С.В. Баканев

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

ON THE POSSIBILITY OF USING BAYESIAN APPROACH IN THE STOCK ASSESSMENT OF THE RED KING CRAB (*PARALITHODES CAMTSCHATICUS*) IN THE BARENTS SEA

Байесовский подход обычно рассматривают как способ переоценки научных представлений с помощью вновь полученных данных. Несмотря на то, что в течение последних 20 лет байесовский анализ оставался одной из наиболее динамично развивающихся областей статистики, в отечественных рыбохозяйственных исследованиях им пользуются крайне редко. Однако метод Байеса можно использовать как для количественной оценки доказательности данных, так и описывать динамику запасов с низким уровнем информационной обеспеченности расчетов. Формула Байеса имеет две составляющие: показатель, характеризующий данные опыта, и показатель, характеризующий степень нашей уверенности в истинности гипотезы. Первая составляющая – байесовский критерий, который в простейшей его форме называют также отношением правдоподобия. Байесовский критерий, характеризующий данные опыта, обособлен от субъективной составляющей формулы. Этот критерий называют также относительными шансами, а в логарифмической форме – весом доказательства (Goodman, 1999). В качестве байесовского критерия в настоящей работе рассматриваются уравнения максимального правдоподобия между наблюдаемым (индексы съёмки) и предсказанным значениями. Субъективный параметр формулы Байеса в случае с оценкой запасов гидробионтов это совокупность априорных вероятностей показателей, которые недоступны для прямых наблюдений:

емкость среды, максимальный устойчивый вылов, коэффициенты улавливаемости, ошибки индексов и др.

Модели реализованы на основе метода анализа систем в пространстве состояний [Баканев, наст. сборник]. Для математической реализации динамики биомассы мы использовали логистическую продукционную модель популяционного роста, имеющую дискретный вид [Pella, Tomlinson 1969] и стохастическую версию модели, основанную на когортном анализе размерных групп [Баканев, 2003].

В продукционной модели использована серия индексов численности промысловых самцов ($surv_t$), полученный по результатам российских траловых съемок в 1994-2005 гг. Отношение индексов к реальной величине биомассы выражается через коэффициент улавливаемости q_s . Принимается, что ошибка наблюдений k распределяется логнормально, биомасса имеет относительную величину ($P_t = B_t / B_{MSY}$) и распределение данных выглядит так:

$$surv_t \sim q_s * B_{MSY} * P_t * e^k$$

В работе использованы данные экспериментального и коммерческого лова камчатского краба в Баренцевом море в 1994-2005 гг. Принимается, что данные по вылову имеет надежную оценку и в модель включаются с отсутствием ошибки, а нелегальный вылов в данном случае рассматривается как изъятие аналогичное естественной смертности и влияет на величину мгновенного коэффициента популяционного роста, т.е. на продуктивность запаса. Ошибка наблюдений для индексов распределяется логнормально.

Выбор априорной вероятности или "прайеров" параметров продукционной модели для описания динамики запаса осложнен тем, что популяция камчатского краба в Баренцевом море искусственно созданная и не может находиться в равновесном состоянии до начала промысла. Постепенное расширение ареала и увеличение численности запаса вынуждает принимать величины максимального устойчивого вылова (MSY) и параметра емкости среды K как гипотетические, т.е. рассматривать эти величины как возможные при ареале на момент оценки, а не как потенциальные для популяции вообще. В соответствии с этим априорное распределение для MSY было описано с помощью прайера с однородным распределением с границами от 0,5 до 8,0 млн. экз., для K с однородным распределением в логарифмическом масштабе между $\log(13 \text{ млн.})$ и $\log(60 \text{ млн.})$. Нижняя граница была выбрана с учетом максимально оцененного изъятия промыслом и минимальной оценки индексов съемки, а также на основе самой пессимистической оценки продукционной способности запаса при минимальных значениях плотности промыслового запаса. Верхняя граница была выбрана произвольно и имеет достаточно высокую величину, чтобы не пересекаться с апостериорным распределением.

Коэффициент улавливаемости, q_s , масштабирует индексы численности по съемке относительно величин абсолютной численности запаса. Априорная информация об этих величинах практически отсутствует, поэтому использовались "экспертные" прайер с логнормальным распределением $\ln(q_s) \sim U(-10, 1)$, где U – однородное распределение.

Априорная информация для параметра формы m для баренцевоморской популяции краба отсутствует. При выборе параметров этого прайера был использован подход такой же как и при оценке запаса баренцевоморской креветки [Баканев, см. наст. сборник].

Также была оценена возможность использования стохастической версии модели, основанной на когортном анализе размерно-возрастных групп: пререкрутов (PR), рекрутов (R), пострекрутов (P):

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

$$P_{t+1} = ((P_t + R_t + PR_t * molt * G_{PR,P}) * e^{-m} - C_t * e^{(y-1)*m}) * e^b,$$

где $molt$ – вероятность линьки для пререкрутов; $G_{i,j}$ – величина, рассчитанная по матрице роста, соответствует доле крабов, которые переходят из группы i в группу j ; m – коэффициент естественной смертности; C_t – вылов крабов в году t ; y – временная задержка от момента съемки до момента середины промысла в году t ; a и b – ошибки наблюдений, равные обратному гамма-распределению с модами коэффициентов вариации индексов P и R , полученных по съемкам.

В модели использована серия индексов размерно-возрастных групп ($survPR_t$, $survR_t$, $survP_{1,t}$), полученный по результатам российских съемок в 1994–2005 гг. Отношение индексов к реальной величине биомассы выражается через коэффициенты улавливаемости q_{pr} , q_r , q_p . Принимается, что ошибки наблюдений pr , r , p распределяются логнормально и распределение данных выглядит так:

$$\begin{aligned} survPR_t &\sim q_{pr} PR * e^{q_{pr}}, \\ survR_t &\sim q_r R * e^{q_r}, \\ survP_t &\sim q_p P * e^{q_p}, \end{aligned}$$

Требуется определить априорные вероятности следующих прайеров: m , $G_{i,j}$, $molt$, коэффициентов улавливаемости, ошибок наблюдений и численности крабов для первого года исследований по размерно-возрастным группам.

Для оценки точности описания моделями данных было произведено сравнительный анализ наблюдаемых значений и их рассчитанных распределений. Были определены остатки между наблюдаемыми и их рассчитанными значениями при каждом итерационном шаге. Суммарная статистика распределения этих остатков показывает, что данные достаточно хорошо описываются расчетными величинами. Тренды в остатках не наблюдаются. Оценка биомассы по моделям хорошо коррелирует с индексами численности по съемки. Максимально устойчивое изъятие составило 2,70 млн. экз при биомассе B_{MSY} равной 11,4 млн. экз и K - 21,3 млн. экз. Коэффициент улавливаемости составил 0,63. Тем не менее, анализ прогностических оценок заблаговременностью 5 лет показал, что вылов свыше 1,0 млн. экз. ведет к снижению численности запаса.

Тем не менее, апостериорные вероятности, полученные при расчетах с использованием продукционной модели, имеют менее выраженные моды, чем при расчетах когортным методом. Связано это, прежде всего с небольшим рядом данных для такого типа моделей и значительным приростом численности за относительно короткий период времени. Прибавочная продукция запаса за исследованный период была минимально положительной в 1994–2001 гг., аномально максимальной в 2002 г. и отрицательной в 2003–2004 гг. Такие скачки в продукции также связаны с динамикой индексов, которые, возможно, в некоторые годы некорректно отражают поведение запаса. Включение дополнительных индексов (улов на усилия, индекс прилова животных при траловом промысле) в модель, возможно, позволит получить более надежные результаты. С другой стороны, продукционный подход к динамике искусственно созданного запаса, в виде анализа уравнения кривой устойчивого улова, дает, по всей видимости, крайне ненадежные результаты. Использование этого подхода, очевидно, станет более эффективным в период устойчивого состояния запаса в фазе его полной натурализации.

Более информативные апостериорные вероятности параметров были получены с помощью использования стохастической версии модели, основанной на когортном анализе размерных групп. Ранее для баренцевоморского запаса использовался детерминистский вариант расчетов по этой модели [Баканев, 2003]. Подход позволяет делать прогностические оценки при различном уровне пополнения и отдельно анализировать поведение индексов численности рекрутов и пострекрутов. Так при пополнении в среднем за 3 последние года (2003–2005 гг.) тренд прогностических оценок заблаговременностью 5 лет показал, что вылов свыше 0,5 млн. экз. ведет к снижению численности запаса, а при максимально зарегистрированном пополнении (2001 г.) – свыше 4,0 млн. экз.

Таким образом, выполненный анализ показывает возможность использования байесовского подхода для оценки популяционной динамики и определение ОДУ камчатского краба Баренцева моря.

Литература

- Баканев С.В. 2003. Оценка запаса камчатского краба в Баренцевом море с использованием модели CSA. Камчатский краб в Баренцевом море. - Изд. 2-е, перераб. и доп. - Мурманск: Изд-во ПИНРО. С. 232-245.
- Goodman S.N. 1999. Towards evidence-based medical statistics: 1: The Bayes factor. Ann Intern Med;130. P. 1005-1013.
- Pella, J.J., and Tomplinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. Bulletin of the Inter-American Tropical Tuna Commission, 13.P. 419-496.