

УДК 639.28.053.7:001.51

И.С. Черниенко*

Сахалинский научно-исследовательский институт
рыбного хозяйства и океанографии,
690003, г. Южно-Сахалинск, ул. Комсомольская, 196

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ЗАПАСА КОЛЮЧЕГО КРАБА *PARALITHODES BREVIPES* ЮЖНЫХ КУРИЛЬСКИХ ОСТРОВОВ КОНЕЧНО-РАЗНОСТНОЙ МОДЕЛЬЮ С ЗАПАЗДЫВАНИЕМ

Достаточно часто информация об объекте ограничена данными промысловой статистики и фрагментарными материалами мониторинга. Такой материал достаточен для применения продукционных моделей. Однако эти модели плохо применимы к длиннопериодическим объектам, таким как крабы и крабоиды. Более перспективным является применение конечно-разностных моделей с запаздыванием. Для моделирования динамики биомассы запаса нами была использована конечно-разностная модель с запаздыванием Деризо-Шнютэ, которая относительно проста и нетребовательна к данным. Тем не менее результаты, полученные с ее помощью, сопоставимы с результатами когортных моделей.

Ключевые слова: Курильские острова, оценка запаса, математическое моделирование, конечно-разностная модель с запаздыванием, колючий краб.

Chernienko I.S. Modelling of stock dynamics for spiny king crab *Paralithodes brevipes* at southern Kuril Islands using a finite-difference model with delay // Izv. TINRO. — 2016. — Vol. 185. — P. 102–111.

The information on fishery object limited by CPUE data and fragmentary data on age and size is sufficient for production models. However, this type of models is improper for long-living species, as crabs, because of problem with assumption on equilibrium stock. Describing dynamics of a single year-class, these models average the parameters for all generations that impedes to use them for assessment of crabs stocks. Finite-difference models with delay are more promising in this case. Deriso-Snute finite-difference model with delay was used for simulating of the spiny king crab biomass dynamics at southern Kuril Islands and forecasting of TAC for this species. Parameters of the model were estimated using the algorithm of sampling by scheme of Markov chain. The model is relatively simple and undemanding to data — time-series of commercial catch per effort is sufficient for its simplest version. Results of modeling are comparable with the results of cohort models.

Key words: Kuril Islands, stock assessment, modeling, delay-difference model, spiny king crab.

Введение

Для запасов водных биоресурсов характерна полная или частичная недоступность методам прямого наблюдения. Это обусловило внедрение в практику рыбохозяйственных исследований методов математического моделирования. Помимо оценки и

* Черниенко Игорь Сергеевич, кандидат биологических наук, старший научный сотрудник, e-mail: i.chernienko@sakhniro.ru.

Chernienko Igor S., Ph.D., senior researcher, e-mail: i.chernienko@sakhniro.ru.

прогнозирования величины запаса, использование математических моделей позволяет получать оценки биологических ориентиров управления, исследовать реакцию запаса на ту или иную стратегию промысла, что является основой для научно обоснованных рекомендаций по промысловой эксплуатации водного биоресурса.

Тип используемой для регулирования промысла модели не в последнюю очередь зависит от объема и качества данных. Широко распространена ситуация, когда в распоряжении специалиста, ответственного за формирование ОДУ того или иного объекта, имеются лишь данные уловов промысловых особей на усилие и промысловая статистика, а данные о размерах и/или возрасте носят эпизодический характер. При этом ряды данных об уловах на усилие могут быть прерывистыми. Стоит также отметить, что невозможность прямого определения возраста для всех ракообразных вызывает определенные трудности в применении когортных моделей.

Обычно для ракообразных применяют продукционные модели, которые тоже имеют целый ряд ограничений.

Для моделирования динамики биомассы запаса полезно использовать конечно-разностную модель с запаздыванием (Deriso, 1980; Schnute, 1985, 1987; Максименко, Антонов, 2004). Модели этого класса иногда называют «гибридными» (Quinn, Deriso, 1999). В определенном смысле они являются компромиссом между достаточно требовательными к объему данных когортными и требующими меньшего количества данных, но довольно грубыми продукционными моделями (Schnute, 1987). Считается, что результаты оценок, выполненных при помощи модели с запаздыванием, сопоставимы с результатами, получаемыми при использовании когортных моделей (Максименко, Антонов, 2004).

Для использования модели с запаздыванием в простейшем случае достаточно коммерческого улова на усилие, в более сложных модификациях — грубого деления на размерно-половые группы. Таким образом, модели с запаздыванием могут быть использованы для оценки и прогноза величины запаса, расчета биологических ориентиров управления и определения допустимого изъятия в условиях ограниченного информационного обеспечения.

Примечательной особенностью данной модели является то, что, с одной стороны, она основана на закономерностях динамики возрастной структуры, а с другой — не использует возраст в явном виде (Deriso, 1980), что делает ее применение особенно привлекательным для оценки и прогнозирования запасов промысловых ракообразных. Гибкость данной модели позволяет обобщать ее на случай нескольких размерных, функциональных и других групп, которые могут быть выделены в моделируемой единице запаса (Fournier, Doonan, 1987; Schnute, 1987).

В представленной работе приводится пример использования конечно-разностной модели с запаздыванием для оценки и прогнозирования сравнительно слабо обеспеченного данными запаса промысловых ракообразных — колючего краба южных Курильских островов.

Материалы и методы

Исходными данными для моделирования послужили материалы исследований колючего краба южных Курильских островов за 1996–2009 гг. и промысловая статистика за 2004–2009 гг. по данным ИС «Рыболовство».

Как промысел, так и исследования на большей части скоплений этого объекта осуществлялись нерегулярно. После перелома в начале 1990-х гг. (Пьянов, 2010) долгое время колючий краб не представлял интереса для промышленности в связи с наличием более доступных и многочисленных запасов камчатского и синего крабов. Оценка запаса и определение объемов возможного изъятия рассматриваемого ресурса осуществлялись экспертно. Рост заинтересованности промышленности к освоению запасов этого вида (Михеев и др., 2010; Пьянов, 2010) приводит к необходимости подходить к определению ОДУ более обоснованно.

Запас колючего краба южных Курильских островов расположен сравнительно компактно (Галанин и др., 2010; Клитин и др., 2010), что позволяет считать распределение промысловой нагрузки равномерным по всему запасу. Таким образом, мы можем считать, что уловы на усилие, полученные в результате исследований и с помощью данных промысловой статистики, адекватно отражают обилие запаса на всей занимаемой им акватории. Характеристика использованного материала представлена в табл. 1.

Таблица 1

Объем использованного материала

Table 1

Data description			
Год	Число ловушечных станций	Количество промеров	Количество судо-суток промысла
1996	340	445	–
1997	727	1540	–
1998	264	362	–
1999	754	163	–
2000	56	–	–
2002	90	59	–
2003	–	–	–
2004	–	–	8
2005	–	–	20
2006	–	–	3
2007	84	60	19
2008	–	–	12
2009	–	–	1

Конечно-разностная модель с запаздыванием основана на следующих допущениях (Deriso, 1980; Schnute, 1985):

1. Весовой рост особи может быть описан уравнением Форда-Уолфорда $w_t = a + \rho w_{t-1}$, где t — год; w_t — масса особи в год t ; a и ρ — коэффициенты.
2. Все особи после вступления в промысел одинаково доступны для облова.
3. Для всех особей после вступления в промысел естественная выживаемость одинакова.

Модель с запаздыванием в самом общем виде представляет собой конечно-разностное уравнение или систему таких уравнений, в которых текущее состояние запаса зависит не только от его состояния в предыдущий момент времени, но и от ряда более ранних моментов. Эффект запаздывания порождается возрастной структурой запаса (Deriso, 1980; Schnute, 1985; Хилборн, Уолтерс, 2001). В том случае, когда используется зависимость «запас–пополнение», появляется дополнительная задержка, связанная со сроком вступления пополнения в промысел.

Вывод основного уравнения и анализ его свойств достаточно полно описан в литературе (Deriso, 1980; Schnute, 1987; Хилборн, Уолтерс, 2001; Максименко, Антонов, 2004). В общем случае уравнение модели имеет вид

$$B_t = s_{t-1}(1 + \rho)B_{t-1} - s_{t-1}s_{t-2}\rho B_{t-2} - s_{t-1}\rho w_{a_R-1}R_{t-1} + w_{a_R}R_t, \tag{1}$$

где t — год промысла; a_R — возраст пополнения; w_{a_R} , w_{a_R-1} — соответственно средняя масса рекрута и предрекрута; R_t — численность пополнения в год t ; B_t — общая биомасса промыслового запаса в год t ; s_t — выживаемость в год t ; ρ — коэффициент Бродди в уравнении Форда-Уолфорда.

Представив годовую выживаемость в виде $s_t = e^{-M} \left(1 - \frac{Y_t}{B_t}\right)$ (Meyer, Millar, 1998; Максименко, Антонов, 2004), где M — мгновенный коэффициент естественной смертности, Y_t — годовой вылов в единицах биомассы, и подставив ее в уравнение (1), получили:

$$B_t = e^{-M}(1 + \rho)(B_{t-1} - Y_{t-1}) - \rho e^{-2M} \left(1 - \frac{Y_{t-1}}{B_{t-1}}\right) (B_{t-2} - Y_{t-2}) - e^{-M} \left(1 - \frac{Y_{t-1}}{B_{t-1}}\right) \rho w_{aR-1} R_{t-1} + w_{aR} R_t. \quad (2)$$

С учетом биологических особенностей ракообразных, а именно критической зависимости выживаемости от плотности на личиночной стадии, приняли, что зависимость «запас–пополнение» описывается уравнением Рикера. Как отмечено выше, запасы колючего краба Сахалино-Курильского региона относятся к малоизученным. Часто доступна информация лишь об удельных уловах промысловых самцов, например, если отсутствуют какие-либо источники информации помимо промысловой статистики, поэтому целесообразно рассмотреть промысловый запас как часть нерестового. Таким образом получили:

$$R_t = \gamma (B_{t-aR-1} - Y_{t-aR-1}) e^{-\delta(B_{t-aR-1} - Y_{t-aR-1})}. \quad (3)$$

Здесь γ и δ — параметры уравнения Рикера.

После подстановки уравнения (3) в уравнение (2) и необходимых алгебраических преобразований получили уравнение для емкости среды, или девственной биомассы B_V :

$$B_V = -\frac{1}{\delta} \ln \frac{(1 + \rho)e^{-M} - \rho e^{-2M}}{\gamma(w_{aR-1}\rho e^{-M} - w_{aR})}. \quad (4)$$

Для того чтобы избавиться от коррелированности девственной биомассы и параметров модели, использовали приведенные величины: $P_t = \frac{B_t}{B_V}$, $r_t = \frac{R_t}{B_V}$, $k = \frac{1}{B_V}$ (Meyer, Millar, 1998), уравнение зависимости численности пополнения от биомассы запаса привели к линейному виду путем логарифмирования.

Для разделения колебаний биомассы, вызванных неучтенными в модели факторами, и ошибок, связанных с неточностью измерения отражающих уровень запаса величин, использовали модели процесса и наблюдения (Newman et al., 2014).

Модель процесса, в нашем случае — динамики биомассы запаса, описывает переход системы между ненаблюдаемыми состояниями, т.е. биомассами запаса, в разные моменты времени. Модель наблюдения описывает то, как наблюденное значение связано с текущим состоянием. Такой подход является наиболее современным и предпочтителен при моделировании. Он нашел широкое применение в рыбохозяйственной науке за рубежом, имеется удачный опыт его использования и в нашей стране (Михеев, 2003; Баканев, Павлов, 2010).

Таким образом, используемая модель включает два уравнения процесса:

$$P_t = e^{-M}(1 + \rho)(P_{t-1} - kY_{t-1}) - \rho e^{-2M} \left(1 - \frac{kY_{t-1}}{P_{t-1}}\right) (P_{t-2} - kY_{t-2}) - e^{-M} \left(1 - \frac{kY_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \rho w_{aR-1} r_{t-1} + w_{aR} r_t + \epsilon_1, \quad (5)$$

$$\ln r_t = \ln \gamma + \ln(P_{t-4} - kY_{t-4}) - \frac{\delta}{k} (P_{t-4} - kY_{t-4}) + \epsilon_2, \quad (6)$$

и одно уравнение наблюдения:

$$U_{i,t} = Q_i P_t + \theta_i, \quad (7)$$

где $U_{i,t}$ — биомасса на единицу промыслового усилия в год t для i -го индекса наблюдения, в нашем случае — улова на ловушку ($i = 1$) и улова на судо-сутки по данным промысловой статистики ($i = 2$), кг; $Q_i = q_i B_V$, q_i — соответствующие индексам коэффициенты улавливаемости; ϵ_1 и ϵ_2 — шумы процесса для динамики биомассы и пополнения; θ_i — ошибки наблюдения. Единицей для биомассы в расчетах был принят килограмм, пополнение выражали в экземплярах.

Оценку параметров модели выполнили, используя алгоритм испытаний Монте-Карло по схеме Марковской цепи (Markov Chain Monte-Carlo, MCMC). Алгоритм основан на байесовской статистике: в процессе работы используются априорные вероятностные распределения параметров модели, результатом работы являются апостериорные распределения, в наилучшей степени соответствующие имеющимся данным (Шитиков, Розенберг, 2013; Newman et al., 2014). Таким образом, требуется задать некоторые априорные величины для параметров модели, шума процесса и ошибки наблюдения.

К достоинствам байесовских методов оценки параметров моделей относят возможность использования любой имеющейся информации для задания априорных значений. Это могут быть первичные или литературные данные, теоретические представления о моделируемом объекте и т.д. В настоящей работе априорные значения определены на основе первичных данных и опубликованных материалов исследований (Галанин и др., 2010).

Априорное значение коэффициентов улавливаемости оценивалось как отношение улова промыслового самца на ловушку (U_1 , кг), улова на судо-сутки (U_2 , кг) и оценки биомассы запаса, выполненной Д.А. Галаниным с соавторами (2010) ($\widehat{B}_t$). Расчет представлен в табл. 2.

Таблица 2

Расчет априорных значений коэффициентов улавливаемости

Table 2

Priors for catchability rates			
Год	$\widehat{B}_t$, кг	U_1 , кг/лов.	U_2 , кг/судо-сутки
2005	$9,49 \cdot 10^5$	2,20	115*
2006	$1,53 \cdot 10^6$	3,84	1667
2008	$1,28 \cdot 10^6$	3,95	2769
Среднее	$1,25 \cdot 10^6$	3,33	2218
q_i		$2,66 \cdot 10^{-6}$	$1,77 \cdot 10^{-3}$

* Значение исключено из расчета.

Априорные значения коэффициента мгновенной естественной смертности оценили методом Хенига как $M = \frac{-\ln p_{A_{max}}}{A_{max}}$, где A_{max} — максимальный возраст, $p_{A_{max}}$ — теоретическая частота встречаемости предельного возраста, для которой использовали рекомендуемое значение — 0,01 (Quinn, Deriso, 1999).

Представление о порядке девственной биомассы можно получить, разделив максимальное наблюдаемое значение индексов на соответствующие им коэффициенты улавливаемости. Для улова на ловушку эта величина составила $1,56 \cdot 10^6$ кг, для улова на судо-сутки — $1,60 \cdot 10^6$ кг. Учитывая, что промысел в период наблюдений продолжался, приняли нижней границей девственной биомассы значение $1,60 \cdot 10^6$ кг. Допустили, что верхняя граница вряд ли будет превышать двукратное значение и приняли интервал от $1,6 \cdot 10^6$ до $3,2 \cdot 10^6$ кг, установив априорное значение девственной биомассы промыслового запаса равным $2,1 \cdot 10^6$.

Параметр масштаба функции Рикера обычно лежит в интервале от 1 до 4. Ограничили априорное значение этим интервалом, задав ему значение 2. Априорное значение параметра кривизны можно оценить, решив уравнение (4) относительно δ . Получим:

$$\delta = -\frac{1}{B_V} \ln \frac{(1 + \rho)e^{-M} - \rho e^{-2M}}{\gamma(w_{a_{R-1}}\rho e^{-M} - w_{a_R})}. \tag{8}$$

Подстановка в уравнение (8) априорных значений параметров даст априорную оценку параметра кривизны.

Возраст пополнения приняли равным 5 годам (Галанин и др., 2010). Априорные значения параметров и источники данных приведены в табл. 3.

Таблица 3

Априорные значения параметров модели

Table 3

Prior values for model parameters

Параметр	Единица измерения	Значение	Источник данных
ρ	—	0,93	Галанин и др., 2010
$w_{a_{R-1}}$	кг	0,58	Первичные данные
w_{a_R}	кг	0,69	Первичные данные
B_V	кг	$2,1 \cdot 10^6$	(Галанин и др., 2010), первичные данные
γ	—	2	Первичные данные
δ	—	$1,18 \cdot 10^{-6}$	Первичные данные
M	—	0,214	Галанин и др., 2010
q_1	—	$2,66 \cdot 10^{-6}$	Галанин и др., 2010
q_2	—	$1,63 \cdot 10^{-3}$	Галанин и др., 2010

При выборе априорных значений для шума процесса и ошибки наблюдения ориентировались на результаты работы Мейер и Миллар (Meyer, Millar, 1998). Согласно их результатам эти величины приблизительно на порядок меньше значений соответствующих переменных. Поскольку биомасса запаса и численность пополнения приведены к девственной биомассе, выбрали априорное значение шума процесса, равное 0,1. Априорные значения ошибок наблюдения для уловов на ловушки и за судосутки выбирали равные 0,1 от осредненного значения этих величин.

Алгоритм MCMC реализован в программе JAGS (Gurrrin и др., 2013). Предварительную обработку данных, обработку и представление результатов моделирования осуществляли при помощи языка R*.

Результаты и их обсуждение

Апостериорные оценки параметров модели представлены в табл. 4 и на рис. 1.

Таблица 4

Оптимизированные оценки параметров модели

Table 4

Optimized values for model parameters

Параметр	Математическое ожидание	Доверительные границы
B_V	$2,0 \cdot 10^6$	$2,0 \cdot 10^6 - 2,1 \cdot 10^6$
γ	1,3	1,1–1,5
δ	$1,2 \cdot 10^{-6}$	$1,0 \cdot 10^{-6} - 1,4 \cdot 10^{-6}$
M	$1,9 \cdot 10^{-1}$	$1,8 \cdot 10^{-1} - 2,0 \cdot 10^{-1}$
q_1	$1,8 \cdot 10^{-6}$	$1,6 \cdot 10^{-6} - 1,9 \cdot 10^{-6}$
q_2	$1,2 \cdot 10^{-3}$	$1,1 \cdot 10^{-3} - 1,3 \cdot 10^{-3}$
σ_1	$1,1 \cdot 10^{-2}$	$8,6 \cdot 10^{-3} - 1,3 \cdot 10^{-2}$
σ_2	$9,8 \cdot 10^{-3}$	$8,1 \cdot 10^{-3} - 1,2 \cdot 10^{-2}$
θ_1	$2,4 \cdot 10^{-1}$	$2,0 \cdot 10^{-1} - 2,8 \cdot 10^{-1}$
θ_2	$2,8 \cdot 10^2$	$2,3 \cdot 10^2 - 3,3 \cdot 10^2$

Для большинства параметров распределения значения заметно изменились по сравнению с априорными. Апостериорные оценки коэффициентов улавливаемости оказались ниже, чем априорные, соответственно оценка запаса колючего краба южных Курильских островов по результатам моделирования оказалась выше выполненной ранее (Галанин и др., 2010). Так, если согласно выполненным ранее оценкам биомасса промыслового запаса составляла в 2005, 2006 и 2008 гг. соответственно 941,1, 1531,4, 1277,5 т, то по результатам моделирования запас в эти годы оценивается величинами 1405, 1697 и 2091 т. Динамика

* R Development Core Team R. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2014. 3625 p.

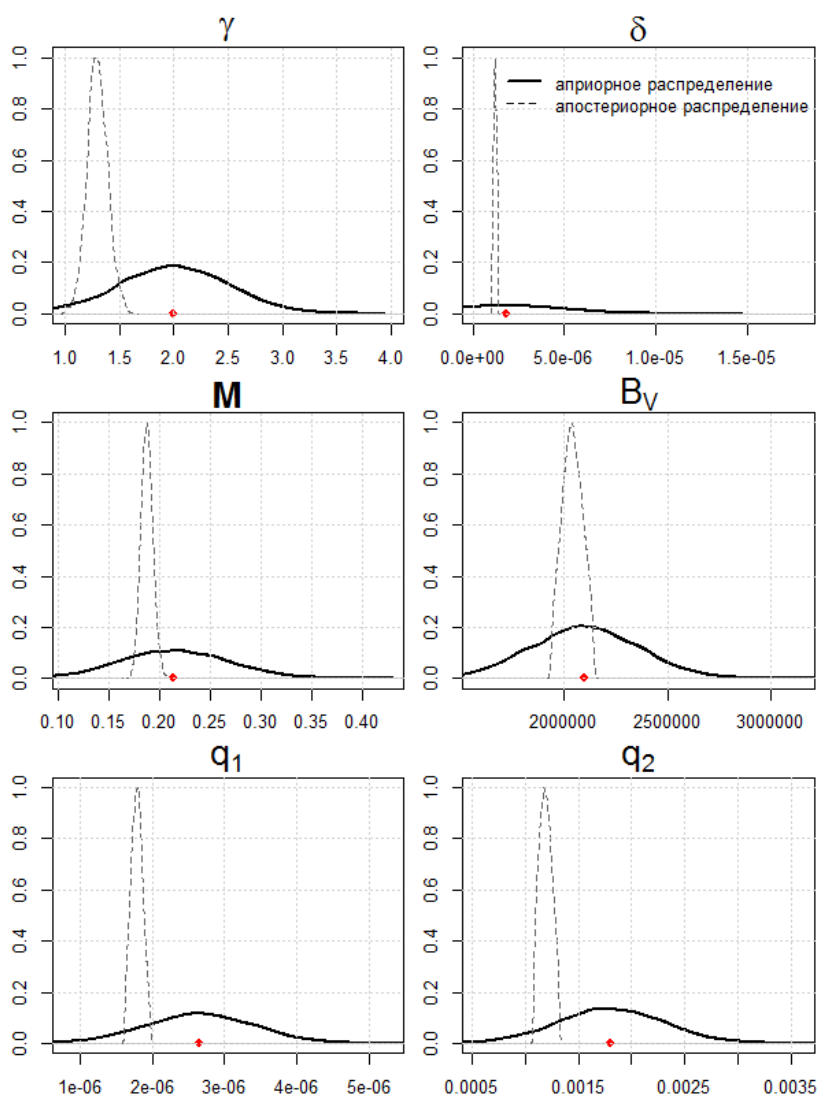


Рис. 1. Априорные и апостериорные распределения параметров модели
Fig. 1. Prior and posterior distributions of model parameters

промысловой биомассы колючего краба южных Курильских островов в 1996–2009 гг. с расчетной оценкой до 2014 г. представлена на рис. 2. Стоит отметить, что с 2010 г. происходит некоторое снижение промысловой биомассы, которое носит естественный характер и связано с эффектом возрастной структуры.

Результаты моделирования позволяют заключить, что в настоящее время промысловый запас колючего краба южных Курильских островов полностью восстановлен. К сожалению, использование приведенных выше результатов для обоснования ОДУ ограничено в связи с тем, что исследований в данном районе не проводили с 2009 г.

Помимо собственно оценки и прогнозирования биомассы конкретной единицы запаса нам хотелось продемонстрировать возможность использования ограниченного объема данных для достаточно сложной модели, сопоставимой с когортными.

Как уже отмечалось выше, для многих единиц запаса промысловых ракообразных характерно довольно скудное информационное обеспечение, что характерно для видов и/или единиц запаса, по тем или иным причинам имевших второстепенное значение и в силу этого в меньшей степени охваченных исследованиями, как и колючий краб южных Курильских островов в последние годы. К числу таких объектов

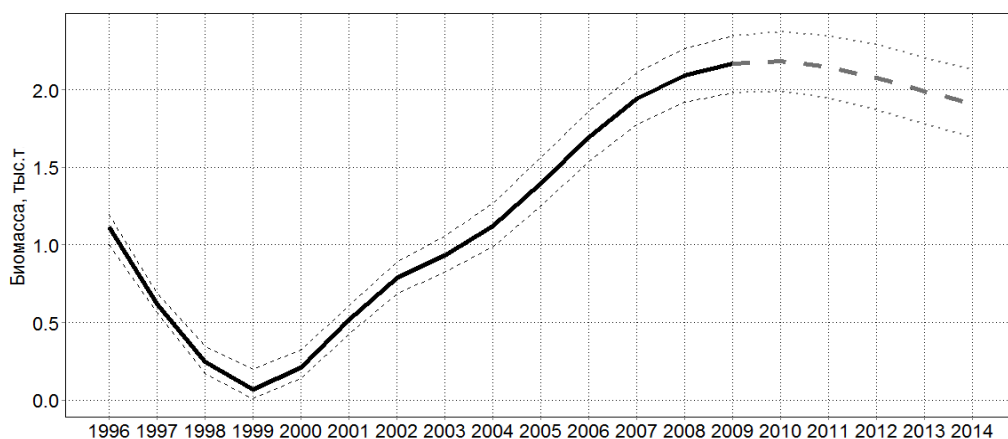


Рис. 2. Динамика биомассы промыслового запаса колючего краба южных Курильских островов в 1996–2014 гг.

Fig. 2. Dynamics of the commercial stock biomass for spiny king crab at southern Kuril Islands in 1996–2014

в Сахалино-Курильском регионе также можно отнести запасы колючего краба восточного побережья о. Сахалин, некоторые единицы запаса синего краба.

Вместе с тем даже достаточно тщательно исследуемый в течение продолжительного периода запас может характеризоваться недостатком данных в силу особенностей своей экологии и специфики промысла. Так, равношипый краб северных Курильских островов обитает на сложных задевиcтых грунтах, изрезанной поверхности со значительными перепадами глубин, что не позволяет вести его учёт с применением траловых орудий лова. С другой стороны, селективность в отношении малоразмерных групп в значительной степени зависит от обилия особей крупного размера, что ежегодно вносит трудно учитываемые искажения в оценку размерного состава (Низяев, 2005; Клитин, Живоглядова, 2006).

В ситуации, характерной для перечисленных выше объектов, рекомендуется использование продукционных моделей. Однако у продукционных моделей существует ряд недостатков, а именно: они основаны на допущении о равновесном состоянии запаса. Описывая динамику единственного поколения, эти модели осредняют тем самым характеристики всех поколений. Для длиннoциклоvых объектов, таких как крабы, данная ситуация может оказаться неприемлемой.

К достоинствам конечно-разностной модели с запаздыванием стоит отнести ее гибкость. Например, годовая промысловая выживаемость в уравнении (1) может быть представлена через промысловое усилие (Schnute, 1985, 1987) или даже быть оцениваемым параметром (Meyer, Millar, 1998). Впрочем, в последнем случае к результатам такой оценки следует подходить крайне осторожно. Пополнение также может быть представлено множеством различных способов — от постоянного, со случайными отклонениями (Meyer, Millar, 1998), до растянутого (Deriso, 1980; Schnute, 1987). Кроме того, при наличии более детальной информации, модель может рассматривать несколько размерных и/или функциональных групп, что позволит учитывать селективность промысла и особенности биологии моделируемого объекта (Schnute, 1987), получать на выходе динамику не только биомассы, но и численности и распределений средней массы промысловой особи (Schnute, 1987; Хилборн, Волтерс, 2001; Максименко, Антонов, 2004). В настоящее время выполняется работа в данном направлении. Получены результаты по моделированию растянутого пополнения и оценке нелегального изъятия.

Как известно, среди видов неопределенности, с которыми приходится сталкиваться при оценке и прогнозировании запасов водных биоресурсов, присутствуют неопределенность процесса, например, какие-либо случайно действующие внутритро-

пуляционные факторы или же условия среды, не учтенные в модели, и неопределенность измерения (наблюдения), т.е. случайные факторы (пищевая активность, место постановки орудия лова и т.п.), искажающие реальное значение обилия запаса (Бабаян, 2000). Моделирование в пространстве состояний позволяет разделить два вида ошибок и сделать оценку более корректной. Кроме того, разделение уравнений процесса и наблюдения дает возможность использовать их независимо, по-разному их формулируя. Например, уравнения наблюдения могут быть основаны на промысловой смертности, использовать первичные данные уловов, результаты мечения или же сочетать в себе различные подходы (Newman et al., 2014).

Достигнутый за два последних десятилетия прогресс в области вычислительной мощности в сочетании с процедурами оценки на основе имитаций, такими как цепи Маркова Монте-Карло (МСМС), позволил расширить класс моделей, которые могут быть использованы в практике управления водными биологическими ресурсами. Как отмечалось ранее (Баканев, Павлов, 2010) и было показано в приведенном выше примере, применение байесовского подхода к оценке параметров позволяет объединять для оценки параметров моделей информацию из различных источников. Это, помимо всего прочего, позволяет естественным образом объединять усилия специалистов различного профиля, а также использовать архивные материалы.

Заключение

Несмотря на относительную простоту, конечно-разностная модель с запаздыванием достаточно реалистично воспроизводит динамику биомассы запаса промысловых гидробионтов. Учитывая ее относительно небольшую требовательность к данным, это делает ее применимой в достаточно широко, к сожалению, распространенной ситуации недостатка материала. Вместе с тем ее основная идея, воспроизведение эффектов возрастной структуры без использования возраста, в явном виде делает ее привлекательной именно для оценки и прогнозирования запасов промысловых беспозвоночных, а возможные расширения модели позволяют более реалистично отражать особенности биологии различных видов. В сочетании с современным методическим подходом, моделированием в пространстве состояний, а также вычислительными методами это делает ее гибким инструментом, пригодным для использования в практике управления промыслом промысловых беспозвоночных.

Список литературы

- Бабаян В.К.** Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ) : моногр. — М. : ВНИРО, 2000. — 192 с.
- Баканев С.В., Павлов В.А.** О моделировании динамики численности краба-стригуна опилио (*Chionoecetes opilio*) в Баренцевом море // Вопр. рыб-ва. — 2010. — Т. 11, № 3(43). — С. 485–496.
- Галанин Д.А., Бегалов А.И., Чумаков Д.Е., Прохоров Н.Ю.** Ресурсы колючего краба в районе южных Курильских островов // Тр. СахНИРО. — 2010. — Т. 11. — С. 3–24.
- Клитин А.К., Абрамова Е.В., Чумаков Д.Е.** О функциональной структуре популяции колючего краба у южных Курильских островов // Тр. СахНИРО. — 2010. — Т. 11. — С. 25–38.
- Клитин А.К., Живоглядова Л.А.** Геоморфология батииали и пространственная структура поселений равношипого краба (*Lithodes aequispinus*) в Охотском море // 5-я Всерос. конф. по промысловым беспозвоночным (памяти Б.Г. Иванова) : тез. докл. — М. : ВНИРО, 2006. — С. 82–85.
- Максименко В.П., Антонов Н.П.** Количественные методы оценки рыбных запасов : моногр. — М. : Нац. рыб. ресурсы, 2004. — 256 с.
- Михеев А.А.** Стохастическая когортная модель для беспозвоночных с прерывистым ростом // Тр. СахНИРО. — 2003. — Т. 5. — С. 216–242.
- Михеев А.А., Пьянов А.И., Крутченко А.А.** Запасы колючего краба (*Paralithodes brevipes*) на восточном шельфе о. Сахалин: оценка с применением метода полигонов // Тр. СахНИРО. — 2010. — Т. 11. — С. 48–59.
- Низяев С.А.** Биология равношипого краба *Lithodes aequispinus* Benedict у островов Курильской гряды : моногр. — Южно-Сахалинск : СахНИРО, 2005. — 176 с.

- Пьянов А.И.** О промысле колючего краба в сахалино-курильском регионе // Тр. СахНИ-РО. — 2010. — Т. 2. — С. 60–74.
- Хилборн Р., Уолтерс К.** Количественные методы оценки рыбных запасов: выбор, динамика и неопределенность (избранные главы) : моногр. — СПб. : Политехника, 2001. — 228 с.
- Шитиков В.К., Розенберг Г.С.** Рандомизация и бутстреп: статистический анализ в биологии и экологии с использованием R : моногр. — Тольятти : Кассандра, 2013. — 289 с.
- Deriso R.B.** Harvesting Strategies and Parameter Estimation for an Age-Structured Model // Can. J. Fish. Aquat. Sci. — 1980. — Vol. 37. — P. 268–282.
- Fournier D.A., Doonan I.** A Length-Based Stock Assessment Method Utilizing a General-Difference Model // Can. J. Fish. Aquat. Sci. — 1987. — Vol. 44, № 11985.
- Gurrin L., Carstensen B., Højsgaard S., Ekstrøm C.** Practical Data Analysis with JAGS using R. — Copenhagen : Institute of Public Health, University of Copenhagen, 2013. — 165 p.
- Meyer R., Millar R.B.** Bayesian Stock Assessment using a State-Space Implementation of the Delay Difference Model // Can. J. Fish. Aquat. Sci. — 1998. — Vol. 56. — P. 37–52.
- Newman K.B., Buckland S.T., Morgan B.J. et al.** Modelling population dynamics: model formulation, fitting and assessment using state-space methods. — N.Y. : Springer, 2014. — 215 p.
- Quinn T.J.I., Deriso R.B.** Quantitative fish dynamics. — N.Y. : Oxford Univ. Press, 1999. — 542 p.
- Schnute J.T.** A General Fishery Model for a Size-Structured Fish Population // Can. J. Fish. Aquat. Sci. — 1987. — Vol. 44, № 1980. — P. 924–940.
- Schnute J.T.** A General Theory for Analysis of Catch and Effort Data // Can. J. Fish. Aquat. Sci. — 1985. — Vol. 42, № 1970. — P. 414–429.

Поступила в редакцию 18.01.16 г.