ВОПРОСЫ РЫБОЛОВСТВА, 2019. Том 20. №2. С. 183–191
PROBLEMS OF FISHIRIES, 2019. Vol. 20. №2. P. 183–191

ДИНАМИКА ЧИСЛЕННОСТИ

УДК:639.2.; 519.2; 51–76. 574.34; 519.711.2–3

ВОПРОСЫ ДИАГНОСТИКИ МОДЕЛЕЙ ДИНАМИКИ ЧИСЛЕННОСТИ ПРОМЫСЛОВЫХ ГИДРОБИОНТОВ

© 2019 г. А.И. Михайлов

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии, Москва, 107140
E-mail: mikhailov1984@gmail.com

Поступила в редакцию 07.09.2018 г.

В основе работы данные доклада автора на Межинститутской рабочей группе по методологии оценки сырьевой базы рыболовства в 2017 г. Статья посвящена актуальной проблеме унификации этапов процедуры обоснования общего допустимого улова. Показано, что все разнообразие применяемых методов может быть погружено в единое пространство параметров, что позволяет добиться воспроизводимости результатов, полученных разными методами. Предлагается унифицированный прием диагностики моделей разных уровней информационного обеспечения, основанный на анализе изолиний вероятности в пространстве ориентиров управления.
Ключевые слова: математическое моделирование, математическая статистика, теория управления.

ВВЕДЕНИЕ

Процедура обоснования объемов общего допустимого улова (ОДУ) для приоритетных объектов отечественного рыболовства с I-м уровнем информационного обеспечения расчетов состоит из двух больших этапов: обоснования выбора базовой модели динамики запаса и обоснования объема рекомендуемого ОДУ. Общая схема процедуры обоснования ОДУ, основана на модификации метода оценки эффективности стратегий управления (Management Strategy Evaluation (MSE) (Kell at al 2007; Maunder, 2014).

Задача настоящей работы — простроить единый для когортных моделей математический формализм MSE, охватывающий все этапы процедуры обоснования ОДУ, что обеспечит количественные инструменты анализа достоверности оценки состояния запасов промысловых гидробионтов и исследования качества принимаемых решений в сфере управления запасами.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Обоснование выбора базовой модели включает в себя три блока.

1. Предварительный анализ доступной информации по биологии и промыслу рассматриваемого запаса.
2. Оценка параметров моделей-кандидатов.
3. Диагностика моделей-кандидатов.

Входными данными для блока первичного анализа доступной информации по биологии и промыслу рассматриваемого запаса является вся имеющаяся информация. Назначение блока — обоснование решения о пригодности имеющихся данных для оценки ОДУ. Эта задача решается путем визуализации данных и применения статических версий модели. Целью процедуры является выбор класса или подкласса методов, т.е. формирование набора моделей, задание диапазонов и стартовых значений параметров, а также форматирование входных данных, например, формирование ряда индексов численности путем стандартизации улова на усилие (Михайлов, 2015).

Входными данными для блока оценки параметров моделей-кандидатов являются временны́е ряды возрастного состава уловов и индексов биомассы промыслового запаса, темпы весового роста, доли половозрелых особей по возрастам, а также экзогенные оценки естественной смертности, если они известны. Назначение блока состоит в преобразовании входной информации в набор данных, необходимых и достаточных для прогноза. Этими данными являются параметры функциональных связей и зависимостей, начальные данные и граничные условия, статистические характеристики случайных процессов. Для структурированных моделей это — естественная смертность и ее стандартное отклонение, параметры зависимости запас—пополнение, возрастная селективность промысла, промысловая смертность по годам, возрастная структура запаса в терминальный год, численность + группы. Реализация блока заключается в минимизации целевого функционала ошибок входных данных как функции параметров. Результатом процедуры должны быть параметры и статистические характеристики моделей, а также значения целевой функции.

Входными данными блока диагностики моделей-кандидатов являются исходные временны́е ряды и оцененные значения параметров. Назначение блока состоит в принятии решения о степени достоверности полученных оценок. Функция блока реализуется посредством бутстрепа входных данных, статистического анализа остатков, построения поверхности ошибок и доверительных интервалов оценок параметров. На выходе должны быть получены оценки доверительных интервалов параметров и показателей достоверности модели, а также построена поверхность ошибок.

По результатам диагностики моделей-кандидатов осуществляется обоснование выбора базовой модели. Основным инструментом этого выбора служит сравнение изолиний вероятности на диаграмме целевых ориентиров управления по промысловой смертности и биомассе запаса. Общим результатом первого этапа обоснования ОДУ является совокупность параметров, начальных данных и статистических характеристик базовой модели.

1. Обоснование рекомендуемого объема ОДУ включает в себя следующие блоки.

2. Оценка ориентиров управления, соответствующих концепции максимального устойчивого улова (Maximum Sustainable Yield MSY).

3. Идентификация возможных правил регулирования промысла (ПРП).

4. Диагностика качества управления.

5. Построение таблицы решений и обоснование выбора оптимальной стратегии управления.

6. Обоснование выбора оптимальной стратегии управления и соответствующей величины ОДУ.

Необходимыми входными данными для оценки ориентиров управления, соответствующих концепции MSY, являются оценки параметров и статистических характеристик базовых моделей, полученные на предыдущем этапе. Назначение блока заключается в вычислении ориентиров управления по промысловой смертности и биомассе как функций параметров моделей.

Ориентиры управления вкупе с вышеуказанными параметрами модели служат для идентификации ПРП-кандидатов. Назначение блока заключается в идентификации оптимального ПРП, которое позволяло бы поддерживать запас на уровне MSY. Оптимальность в этом случае достигается путем компромисса между скоростью восстановления запаса и минимизацией межгодовых колебаний улова. Компромисс достигается подбором коэффициентов формы нелинейной части ПРП. На выходе процедуры формируется набор ПРП-кандидатов.

Параметры модели и ПРП являются входными данными для блока диагностики качества управления. Назначение этого блока — дать заключение об эффективности выбранного ПРП. Это достигается генерацией статистики прогнозов с зашумлением и расчетом коэффициентов эффективности. В результате должна быть получена таблица коэффициентов эффективности, включающая биологические и экономические риски, а также средние значения времени восстановления запаса, его биомассы и уловов. На основе анализа таблицы решений делается заключение об эффективности выбранного ПРП и рассчитывается рекомендованный ОДУ.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В качестве операционной модели для оценки одновидового запаса принимается нижеизложенный набор соотношений, описывающий динамику популяции с возрастной структурой. Эти соотношения являются общими для наиболее современных моделей когортного анализа, таких как робастный метод анализа виртуальных популяций с трехфакторным сепарабельным представлением годовой промысловой убыли TISVPA (Triple Instantaneous Virtual Population Analysis), (Васильев, 2001; Vasilyev, 2005), статистический анализ уловов по возрастам SCAA (Statistical Catch-At-Age Analysis), (Butterworth, Rademeyer, 2017), модель оценки пространства состояний (State-Space Assessment ModelSAM) (Nielsen, Berg, 2014) и др.

Динамика численности каждого поколения описывается уравнением экспоненциальной убыли (1):

$$N_{t+1,a+1} = N_{t,a}\exp(-\delta F_{t,a} - M_a - \varepsilon_M) \equiv$$
$$\equiv N_{t,a}\left(1-\phi_{t,a}\right)\exp(-M_a - \varepsilon_M), \quad (1)$$

где $N_{t,a}$ — численность особей возраста a в год; t — календарный год; a — возраст; δ — период промысла в долях года; $F_{t,a}$ — мгновенная промысловая смертность по годам и возрастам; M_a — коэффициент естественной смертности как функция возраста; $\phi_{t,a}$ — доля промысловой убыли по годам и возрастам; ε_M — случайная компонента смертности, с дисперсией σ_M.

Динамика численности плюс-группы (особи возраста A и старше) задается аналогичным уравнением (2)

$$N_{t+1,A} = N_{t,A}\exp(-\delta F_{t,A} - M_A + \varepsilon_M) +$$
$$+ N_{t,A-1}\exp(-\delta F_{t,A-1} - M_A + \varepsilon_M). \quad (2)$$

Начальная численность поколения в уравнении (1) задается соотношением запас—пополнение, которое в общем виде записывается следующим нелинейным алгебраическим уравнением:

$$N_{t,0} = R(\sum_a \mu_a N_{t,a})\exp(\varepsilon_R - \sigma_R^2/2), \quad (3)$$

где μ_a— доля половозрелых особей в возрасте a; ε_R — случайная компонента пополнения, с дисперсией σ_R.

Обобщая результаты Гомеса Муньоса (Gomez Muñoz, 1986), можно вывести универсальное соотношение запас—пополнение:

$$R(S) = \frac{pS\exp\left(-\left(1+\frac{S}{S^*}+f+\varepsilon\right)M_0\right)}{\left[1+\left(\frac{pS}{S_0}\right)^{\gamma}\frac{1}{\left(1+\frac{S}{S^*}+f+\varepsilon\right)M_0}\left(1-\exp\left(-\gamma\left(1+\frac{S}{S^*}+f+\varepsilon\right)M_0\right)\right)\right]^{1/\gamma}}, \quad (4)$$

где $R(S)$ — зависимость запаспополнение; S — значение величины запаса; p — коэффициент воспроизводства, отражающий годовой прирост биомассы запаса в результате процессов формирования пополнения (включая рост массы особей в течение первого года жизни) и определяющий значение производной функции запас-пополнение в нуле; γ — коэффициент формы; S_0— фактор конкуренции, отражающий лимитирующие факторы среды; S^*— фактор каннибализма (или хищничества); M_0 — безразмерный коэффициент смертности молоди от иных факторов (физиологическая смертность); f — внешние факторы; ε — ошибка процесса.

Функция (4) представляет собой математическую интерполяцию известных зависимостей Бивертона — Холта и Рикера, обусловленную действием всех вышеперечисленных факторов одновременно. При $S_0 \to \infty$ соотношение (4) переходит в модель Рикера, при $S^* \to \infty$ в модель БивертонаХолта.

Также в операционную модель включается стохастическое уравнение Берталанфи, описывающее линейный рост особи:

$$l_{a+1} = l_a + \alpha(l_\infty - l_a)\exp(\varepsilon_l - \sigma_l^2/2), \quad (5)$$

где l — длина особи; α и l_ω — параметры уравнения (характерные темпы роста и максимальные размеры особи соответственно); ε_l — стационарный случайный процесс, характеризующий флюктуации темпа роста, с дисперсией σ_l.

Средняя масса особи w_a определяются уравнением

$$w_a = \rho l_a^\nu, \quad (6)$$

где ρ — коэффициент упитанности, параметр, имеющий смысл плотности.

Значение показателя степени ν, определяется тем, является рост изометрическим ($\nu = 3$) или аллометрическим ($\nu < 3$).

Связь возрастного состава уловов с численностью задается уравнением Баранова:

$$C_{t,a} = \frac{F_{t,a}}{F_{t,a} + M} N_{t,a}[1 - \exp(-\delta(F_{t,a} + M))], \quad (7)$$

где $C_{t,\,a}$— матрица уловов.

Модель наблюдения задается с помощью уравнения (8):

$$I_t^f = q^f \exp(\varepsilon_I - \sigma_I^2/2)\sum_a s_a^f w_a N_{t,a}, \quad (8)$$

где I_t^f— f-й индекс численности в год t; q^f— коэффициент улавливаемости; s_a^f — селективность как функция возраста; ε_I — ошибка наблюдения с дисперсией σ_I

Матрица промысловой смертности вычисляется из матрицы уловов с помощью следующего рекуррентного соотношения:

$$\frac{F_{t,a}}{F_{t,a} + M_a}[1 - \exp(-\delta(F_{t,a} + M_a))] = \frac{C_{t,a}}{N_{\max(t-a,0),\max(a-t,0)}} \exp\left(\sum_{\tau=\max(a-t,0)}^{a-1} \left(\delta F_{t-a+\tau,\tau} + M_\tau\right)\right). \quad (9)$$

Это соотношение следствие закона экспоненциальной убыли (1) и уравнения Баранова (7), при этом оно не является однозначно определенным: оно зависит от параметров — естественной смертности M_a, начальных данных $N_{0,a}$ и граничных условий $N_{t,0}$.

Оценка снизу на граничные и начальные условия может быть получена методом Державина:

$$N_{t,a} \geq \sum_{\tau=0}^{\min(A-a,T-t)} \left(C_{t+\tau,a+\tau}\right), \quad (10)$$

что дает ограничение сверху на промысловую смертность:

$$F_{t,a} \leq -\ln\left(1 - C_{t,a} \middle/ \sum_{\tau=0}^{\min(A-a,T-t)} \left(C_{t+\tau,a+\tau}\right)\right). \quad (11)$$

Эти оценки могут быть включены в блок предварительного анализа.

Оценка матрицы промысловой смертности может быть факторизована в виде:

$$\ln F_{t,a} = \ln\langle F\rangle + \ln s_a + \ln f_t + \varphi_{t,a}, \quad (12)$$

где $<F>$ — среднее логарифмическое оценки промысловой смертности, вычисляемое по формуле:

$$\ln\langle F\rangle = \frac{1}{(T+1)(A+1)} \sum_{a=0}^{A} \sum_{t=0}^{T} \ln F_{t,a}. \quad (13)$$

Фактор селективности s_a вычисляется по формуле:

$$\ln s_a = \frac{1}{T+1} \sum_{t=0}^{T} \ln F_{t,a} - \ln\langle F\rangle. \quad (14)$$

Изменчивость промысловой смертности по времени определяется по формуле:

$$\ln f_t = \frac{1}{A+1} \sum_{a=0}^{A} \ln F_{t,a} - \ln\langle F\rangle. \quad (15)$$

Матрица $\varphi_{t,\,a}$ по построению обладает следующим свойством:

$$\frac{1}{T+1}\sum_{t=0}^{T}\varphi_{t,a}=0=\frac{1}{A+1}\sum_{a=0}^{A}\varphi_{t,a}\,. \quad (16)$$

Это позволяет интерпретировать $\varphi_{t,a}$ как случайную величину с нулевым средним. Минимизация характерного отклонения этой случайной величины позволяет найти наилучшее сепарабельное представление промысловой смертности:

$$F_{t,a}=qs_aE_t\,, \quad (17)$$

где q — коэффициент улавливаемости промыслового флота; s_a — селективность промысла как функция возраста; E_t — промысловое усилие как функция времени.

Оценка численности запаса также может быть получена с помощью когортного анализа в формулировке Поупа, основанной на предположении, что весь улов берется в середине года:

$$N^p_{t,a}=N^p_{t+1,a+1}\exp(M_a)+ \\ +C_{t,a}\exp(M_a/2)\,. \quad (18)$$

При одинаковых уловах и предположениях о естественной смертности оценка численности по Поупу смещена на мультипликативный фактор:

$$N^p_{t,a}=N_{t,a}\exp(M_a/2)\,. \quad (19)$$

Мгновенная промысловая смертность, рассчитанная на основе оценки Поупа связана с теоретической мгновенной промысловой смертностью следующим образом:

$$F^p_{t,a}=-\ln\left(1-\frac{F_{t,a}}{F_{t,a}+M_a}\right. \\ \left.[\exp(M_a)-\exp(-F_{t,a})]\right). \quad (20)$$

Если предполагать, что матрица уловов определена точно, то когортный анализ Поупа позволяет восстановить численность запаса как функцию одного неизвестного параметра — естественной смертности M_a:

$$N^p_{t,a}=\sum_{\tau=0}^{\min(T-t,A-a)}C_{t+\tau,a+\tau}\exp \\ \exp\left(\frac{1}{2}M_{a+\tau}+\sum_{j=0}^{\tau-1}M_{a+j}\right). \quad (21)$$

Остатки модели пополнения при фиксированных значениях естественной смертности могут быть вычислены по следующей формуле:

$$\begin{aligned}[\varepsilon_R]_t&=\ln r+\ln\left(\sum_a\mu_a\left(\sum_{\tau=0}^{\min(T-t,A-a)}C_{t+\tau,a+\tau}\exp\left(\frac{1}{2}M_{a+\tau}+\sum_{j=0}^{\tau-1}M_{a+j}\right)\right)\right)\\&-\ln\left(1+\frac{1}{S_0}\sum_a\mu_a\left(\sum_{\tau=0}^{\min(T-t,A-a)}C_{t+\tau,a+\tau}\exp\left(\frac{1}{2}M_{a+\tau}+\sum_{j=0}^{\tau-1}M_{a+j}\right)\right)\right)\\&-\frac{1}{S^*}\sum_a\mu_a\left(\sum_{\tau=0}^{\min(T-t,A-a)}C_{t+\tau,a+\tau}\exp\left(\frac{1}{2}M_{a+\tau}+\sum_{j=0}^{\tau-1}M_{a+j}\right)\right)\\&-\ln\sum_{\tau=0}^{\min(T-t,A)}C_{t+\tau,\tau}\exp\left(\frac{1}{2}M_{a+\tau}+\sum_{j=0}^{\tau-1}M_{a+j}\right).\end{aligned} \quad (22)$$

Всего в модели вычисляются несколько различных типов остатков.

Первый тип остатков интерпретируется как шум процесса экспоненциальной убыли:

$$[\varepsilon_M]_{t,a}=\ln\frac{N_{t+1,a+1}}{N_{t,a}}- \\ -\delta F_{t,a}\left(\frac{C_{t,a}}{N_{t,a}},M_a\right)-M_a\,, \quad (21)$$

$$\left[\varepsilon_M\right]_{t,A-1} = \ln\frac{N_{t+1,A} - N_{t-1,A}\exp(-\delta F_{t-1,A} - M + \left[\varepsilon_M\right]_{t-1,A})}{N_{t,A-1}} - \delta F_{t,a}\left(\frac{C_{t,A-1}}{N_{t,A-1}}, M_{A-1}\right) - M_{A-1}, \quad (24)$$

$$\left[\varepsilon_M\right]_{t,A} = \ln\frac{N_{t+1,A+1} - N_{t,A-1}\exp(-\delta F_{t,A-1} - M + \left[\varepsilon_M\right]_{t,A-1})}{N_{t,A}} - \delta F_{t,A}\left(\frac{C_{t,A}}{N_{t,A}}, M_A\right) - M_A. \quad (25)$$

Второй тип остатков интерпретируется как шум процесса пополнения:

$$\left[\varepsilon_R\right]_t = \ln r + \ln\left(\sum_a \mu_a N_{t,a}\right) - \ln\left(1 + \frac{1}{S_0}\sum_a \mu_a N_{t,a}\right) - \frac{1}{S^*}\sum_a \mu_a N_{t,a} - \ln N_{t,0}. \quad (26)$$

Третий тип остатков интерпретируется как шум модели наблюдения:

$$\left[\varepsilon_I\right]_t^f = \ln\sum_a s_a^f w_a N_{t,a} - \ln I_t^f - \ln q^f, \quad (27)$$

$$\left[\varepsilon_I\right]_{t,a}^f = \ln s_a^f N_{t,a} - \ln I_{t,a}^f - \ln q^f. \quad (28)$$

Оценка параметров модели осуществляется минимизацией целевого функционала остатков:

$$\theta = \arg\min_\theta \min_N \left(\mu_M L\left(\left[\varepsilon_M\right]_{t,a}\right) + \mu_R L\left(\left[\varepsilon_R\right]_t\right) + \sum_f \mu_I^f L\left(\frac{\left[\varepsilon_I^f\right]_{t,a}}{\left[\sigma_I^f\right]_{t,a}}\right)\right), \quad (29)$$

где θ — вектор параметров; μ — коэффициенты, отражающие статистическую значимость соответствующего типа остатков; L — целевая функция специального вида; σ_I^f — стандартное отклонение индексов численности, если оно известно.

Нормировка остатков модели наблюдения на стандартное отклонение индексов численности применяется для того, чтобы учесть различную точность наблюдений в зависимости от года и возрастной группы.

Статистические весовые коэффициенты, показывающие какому источнику данных — модели или наблюдениям можно доверять, должны быть нормированы на единицу:

$$\mu_M + \mu_R + \sum_f \mu_I^f = 1. \quad (30)$$

Целевая функция имеет вид винзоризированного колмогоровского среднего (Колмогоров, 1985):

$$L = l^{-1}\left(\frac{1}{H}\sum_{j=h+1}^{H-2h} l\left(\left|\varepsilon_j\right|\right) + \frac{2h}{H} l\left(\max_{\left|h-2j\right|<h}\left|\varepsilon_j\right|\right)\right), \quad (31)$$

где l — некоторая монотонная функция; H — длина ряда остатков; $2h/H$ — доля отброшенных крайних значений ряда; j — номер члена ряда остатков, упорядоченного по возрастанию.

Оптимизация осуществляется в два этапа. Вначале при фиксированных параметрах ищется решение стохастических уравнений (1) — (3), наилучшим образом приближающее наблюденные данные при фиксированном уровне шума. Затем находятся такие параметры, при которых уровень шума минимальный.

Диагностика результатов оценивания преследует три цели:

- оценку точности модели — вычисление доверительных интервалов параметров;
- оценку достоверности модели — проверку гипотез о распределении остатков;
- оценку робастности модели — анализ статистической устойчивости по отношению к флуктуациям входных данных.

Основными инструментами диагностики выступают статистический анализ остатков и бутстреп-процедура.

Остатки всех типов должны быть проверены на наличие следующих свойств:

- нулевое математическое ожидание;
- одинаковая дисперсия внутри ряда;
- статистическая независимость;

- случайность, стационарность и отсутствие трендов;
- распределение в соответствии с законом, определяемым функцией правдоподобия.

Последнее связано с тем, что минимизация целевой функции интерпретируется как максимум правдоподобия, а значит, плотность распределения остатков должна иметь вид:

$$\rho(\varepsilon) = A\exp(-l(|\varepsilon|)), \qquad (32)$$

где

$$A = \int \exp(-l(|\varepsilon|))d\varepsilon. \qquad (33)$$

Для проверки вышеуказанных свойств применяются различные статистические критерии. При этом необходимо заранее задаться уровнем значимости — допустимой для данной задачи вероятностью ошибки первого рода, то есть вероятностью того, что гипотеза на самом деле верна, но будет отвергнута процедурой проверки.

Процедура бутстрепа заключается в генерации массива искусственных входных данных посредством решения уравнений (1) — (7). Случайные факторы выбираются из эмпирического или аппроксимирующего его теоретического распределения остатков. Для каждого набора искусственных данных осуществляется оценка параметров. Таким образом, результатом диагностики становится вероятность ρ $(\theta^*|\theta)$ найти значение параметров θ^* при условии, что истинное значение параметров является θ. Это позволяет, как исследовать устойчивость процедуры оценивания, так и вычислить относительную ошибку найденных параметров.

Наиболее существенными с точки зрения последующего управления запасом являются три величины: F_{MSY}, B_{MSY} (как функции параметров), а также терминальное значение биомассы промыслового запаса B_T. Поэтому наиболее представительным результатом диагностики будет диаграмма изолиний вероятности ρ (F_{MSY}, B_{MSY}) при условии, что полученная оценка параметров истинная.

Долгосрочной целью регулирования запаса является поддержание равновесного состояния с наивысшей продуктивностью. Принимая во внимание (1) и (4) условие равновесия запаса имеет вид:

$$r\sum_a \mu_a \exp\left(-\sum_{\tau=0}^{a}(\delta F s_\tau - M_\tau)\right) = \left(1+\frac{S}{S_0}\right)\exp\left(\frac{S}{S^*}\right). \qquad (34)$$

Соответствующий улов вычисляется по формуле:

$$C = \sum_a w_a \frac{Fs_a}{Fs_a + M_a} \frac{S(F)}{\sum_a \mu_a \exp\left(-\sum_{\tau=0}^{a}(\delta F s_\tau - M_\tau)\right)} \exp\left(-\sum_{\tau=0}^{a}(\delta F s_\tau - M_\tau)\right)(1-\exp(-\delta(Fs_a + M_a))). \qquad (35)$$

Экстремум находится дифференцированием:

$$\frac{dC}{dF}(F_{MSY}) = 0. \qquad (36)$$

Найденное значение F_{MSY} используется для вычисления B_{MSY}:

$$B_{MSY} = \sum_a w_a \frac{S(F_{MSY})}{\sum_a \mu_a \exp\left(-\sum_{\tau=0}^{a}(\delta F_{MSY} s_\tau - M_\tau)\right)} \exp\left(-\sum_{\tau=0}^{a}(\delta F_{MSY} s_\tau - M_\tau)\right). \qquad (37)$$

В рамках предосторожного подхода (Бабаян, 2000) целевые ориентиры связаны с F_{MSY} и B_{MSY} через доверительные интервалы:

$$F_{tg} = F_{MSY} - \sigma_F^p, \qquad (38)$$

$$B_{tg} = B_{MSY} + \sigma_B^p, \qquad (39)$$

где F_{tg} — целевой ориентир по промысловой смертности; B_{tg} — целевой ориентир по биомассе; σ_F^P — доверительный интервал оценки F_{MSY}, соответствующий вероятности P; σ_B^P — доверительный интервал оценки B_{MSY}, соответствующий вероятности P.

Наилучшей стратегией управления, осуществляющей устойчивое поддержание запаса на уровне MSY, представляется трехзональное правило регулирования промысла.

$$F_{rec} = \begin{cases} F_{tg} & \text{при} \quad B > B_{tg} \\ \dfrac{F_{tg}}{B_{tg}(1-\alpha)}(B - \alpha B_{tg}) & \text{при} \quad \alpha B_{tg} < B < B_{tg}; 0 < \alpha < 1 \\ -\alpha F_{tg} + \dfrac{F_{tg}(1+\alpha)}{B_{tg}} B & \text{при} \quad 0 < B < B_{tg}; -1 < \alpha < 0 \\ 0 & \text{при} \quad B < \alpha B_{tg} \end{cases}, \qquad (40)$$

где F_{rec} — рекомендуемое значение промысловой смертности; B — текущее значение биомассы промыслового запаса; α — коэффициент формы, меняющийся в диапазоне —1<α<1.

Коэффициент формы α определяется в результате компромисса между наибольшей скоростью восстановления запаса (α = 1) и минимизацией межгодовых колебаний уловов.

Задача диагностики управления решается одновременно с обоснованием выбора оптимального ПРП.

В качестве показателей эффективности управления используются следующие величины:

1) среднее время восстановления запаса;

2) средний улов за время восстановления или на прогнозном горизонте; риск снижения улова ниже среднего на ретроспективе;

3) средняя биомасса за время восстановления или на прогнозном горизонте; риск снижения биомассы ниже средней на ретроспективе;

4) средняя вариабельность уловов за время восстановления или на прогнозном горизонте; риск превышения вариабельности выше средней на ретроспективе.

Оценка каждой из вышеперечисленных величин осуществляется усреднением статистики прогнозов с зашумлением на основе уравнений (1) — (7). Результаты диагностики качества управления сводятся в таблицу решений, на основе анализа которой выбирается наилучшее ПРП и вычисляется рекомендуемый ОДУ.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ.

Итак, можно предложить следующую процедуру работы с несколькими альтернативными моделями динамики. Можно считать, что модель однозначно характеризуется набором параметров и их дисперсий. Вероятность истинности каждой из гипотез оценивается по наблюденным данным. Каждой модели соответствует свое оптимальное управление по критерию максимизации среднемноголетнего вылова — в этом критерии биологический риск уже косвенно учтен, поскольку среднемноголетний максимум не может быть достигнут при высоком риске. В случае одновидового управления управление характеризуется биологическими ориентирами — F_{MSY} и B_{MSY}. Результаты MSE можно представить как графически, разбив плоскость (F, B) четырьмя точками (комбинации максимальных и минимальных оценок ориентиров по разным моделям) на девять зон, так и в виде таблицы модель/модель в ячейках которой будут записаны отношения среднемноголетнего улова к его теоретическому максимуму, т.е. таблица будет представлять собой квадратную матрицу, нормированную на диагональные элементы. Взвешивание строк матрицы с вероятностями соответствующих моделей дает один из вариантов решения задачи — оптимальная процедура управления выбирается по значению среднемноголетнего улова усредненного по моделям.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Бабаян В.К. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова. М.: Изд-во ВНИРО, 2000. 192 с.

Васильев Д.А. Когортные модели и анализ промысловых биоресурсов при дефиците информационного обеспечения. М.: Изд-во ВНИРО, 2001. 110 с.

Колмогоров А.Н. Математика и механика. Избранные труды. Т. 1. М.: Наука, 1985. С. 136–138.

Михайлов А.И. Математические аспекты стандартизации уловов на усилие // Вопр. Рыболовства. 2015. Т. 16. № 4. С. 489–496.

Butterworth D.S., Rademeyer R.A. Initial applications of Statistical Catch-at-Age assessment methodology to the Greenland Halibut resource // 2017. NAFO Serial No. N6644 SCR Doc. 17/02. 26 p.

Kell L.T., Mosqueira I., Grosjean P., et al. FLR: an open-source framework for the evaluation and development of management strategies // ICES J. Marine Sci. 2007. V. 64. P. 640–646.

Gomez Muñoz V.M. A general model of stock and recruitment // Inv. Pesq. 1986. V. 50. № 3. P. 421–435.

Maunder M.N. Management strategy evaluation (MSE) implementation in stock synthesis: Application to Pacific Bluefin tuna // Inter-American Tropical Tuna Commission. 2014. Doc. SAC-05–10b. 11 p.

Nielsen A., Berg C.W. Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models // Fish. Res. 2014. V. 158. P. 96–101.

Vasilyev D.A. Key aspect of robust fish stock assessment. M.: VNIRO Publ., 2005. 103 p.

THE PROBLEMS OFDIAGNOSTIC OF DINAMICS MODELS OF FISHERY POPULATIONS

© 2019 г. A.I. Mikhaylov

Federal Research Institute of Fishery and Oceanography, Moscow, 107140

This article is proceeding of the report on the methodologically stock assessment working group in 2017. The article is devoted to the actual problem of unification of the stages of the procedure of justification of the total allowable catch. It is shown that all the variety of methods can be immersed in a common space of parameters, which allows to achieve reproducibility of the results obtained by different methods. The unified method of diagnostics of models of different levels of information support is offered, based on the analysis of isolines of probability in space of reference points of management.

Key words: mathematical modeling, mathematical statistics, control theory.