

629.2  
778

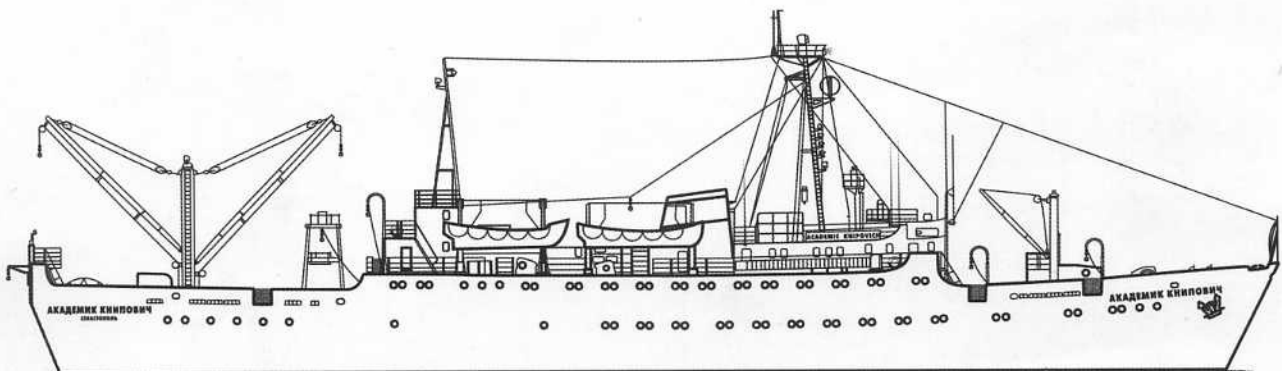
ISSN: 2307-3497



# ТРУДЫ ВНИРО

## ТОМ 151

Современные аспекты  
количественного  
анализа сырьевой  
базы рыболовства



**ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР  
ЗАМ. ГЛ. РЕДАКТОРА:**

М.К. Глубоковский, директор ФГУП «ВНИРО», д.б.н., профессор  
В.А. Бизиков, первый зам. директора ФГУП «ВНИРО», д.б.н.;  
О.А. Булатов, зам. директора ФГУП «ВНИРО», д.б.н.

**РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:**

Л.Н. Бочаров, д.б.н. — генеральный директор ФГУП «ТИНРО-Центр»;  
А.В. Буслов, к.б.н. — директор ФГУП «СахНИРО»;  
Т.В. Васильева, к.б.н. — генеральный директор ФГУП «КаспНИРХ»;  
К.В. Древетник, к.б.н. — директор ФГУП «ПИНРО»;  
О.М. Лапшин, д.т.н. — директор ФГУП «КамчатНИРО»;  
А.И. Литвищенко, к.б.н. — директор ФГУП «Госрыбцентр»;  
С.Л. Марченко, к.б.н. — директор ФГУП «МагаданНИРО»;  
В.А. Романов, к.т.н. — генеральный директор ОАО «Гипрорыбфлот»;  
А.А. Рубанов, к.в.н. — директор ФГУП «АзНИИРХ»;  
В.Я. Скларов, д.с.-х.н., профессор — директор Краснодарского филиала ФГУП «ВНИРО»;  
В.А. Сушин, к.б.н. — директор ФГУП «АтлантНИРО»;  
Е.Н. Шадрин, к.б.н. — директор ФГБНУ «НИИЭРВ»;  
В.А. Шашуловский, д.б.н. — и.о. директора ФГБНУ «ГосНИОРХ».

**РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ ФГУП «ВНИРО»:**

Л.С. Абрамова, д.т.н., профессор; Д.Е. Левашов, д.т.н.;  
К.А. Бекашев, д.юр.н.; В.В. Масленников, д.г.н.;  
Р.Г. Бородин, д.т.н., профессор; Е.В. Микодина, д.б.н., профессор;  
И.В. Бураченко, д.б.н.; Н.С. Мюге, к.б.н.;  
А.И. Буяновский, д.б.н.; А.М. Орлов, д.б.н.;  
Д.В. Васильев, д.т.н.; С.А. Патин, д.б.н.;  
А.И. Глубоков, д.б.н.; А.В. Подкорытова, д.т.н., профессор;  
А.В. Жигин, д.с.-х.н.; В.В. Сапожников, д.г.н.;  
М.Г. Карпинский, д.б.н. (ответственный редактор); С.Е. Сергеева, к.т.н. (от СМУ);  
Н.В. Кловач, д.б.н.; Е.Н. Харенко, д.т.н.;  
Н.П. Ковачева, д.б.н.; А.А. Яржамбек, д.б.н.;  
Б.Н. Котенёв, к.г.н.; Н.В. Петрова (технический секретарь)  
В.И. Кудрявцев, д.т.н.;

Заведующая редакцией *В.В. Веселова*  
Редактор *А.В. Арефьева*  
Технический редактор *А.И. Филатова*  
Художественный редактор *В.В. Веселова*  
Корректор *Е.Н. Гаврилова*  
Компьютерная верстка *А.И. Филатовой*

Адрес редакции:  
107140, Москва, ул. Верхняя Красносельская, 17  
Тел.: 8-499-264-65-33  
Факс: 8-499-264-91-87  
E-mail: [trudy@vniro.ru](mailto:trudy@vniro.ru)

## СОДЕРЖАНИЕ

### ВОДНЫЕ БИОЛОГИЧЕСКИЕ РЕСУРСЫ

|   |     |
|---|-----|
| <i>Б б ян В.К., Булг ков Т.И., Вильев Д.А., Мих йлов А.И., Антонов И.Н., Моисеенко Г.С.</i><br>Оценка запасов и ОДУ минтая в Охотском море с использованием данных ИС «Рыболовство» . . . . .   | 3   |
| <i>Б б ян В.К., Вильев Д.А., Булг ков Т.И.</i><br>Оценка объемов неучтенного вылова . . . . .   | 18  |
| <i>Б к нев С. В.</i><br>Оценка состояния запаса камчатского краба ( <i>Paralithodes camtschaticus</i> ) в российских водах Баренцева моря в 1994-2011 гг . . . . .  | 27  |
| <i>Булг ков Т.И., Б б ян В.К., Вильев Д.А., Мих йлов А.И., С ф р лиев И.А.</i><br>Проблемы совершенствования траловых съемок осетровых Каспийского моря . . . . .   | 36  |
| <i>Вильев Д.А., Б б ян В.К.</i><br>Робастные функции правдоподобия для оценки параметров моделей запас-промысел . . . . .   | 52  |
| <i>Вильев Д.А., Б б ян В.К., Булг ков Т.И.</i><br>Использование данных мечения для повышения надежности результатов модельного анализа состояния запасов . . . . .  | 58  |
| <i>Ильин О.И., Сергеев Н.П., В ркентин А.И.</i><br>Оценка запасов и прогнозирование ОДУ восточнокамчатского минтая ( <i>Theragra chalcogramma</i> ) на основе предосторожного подхода . . . . .   | 62  |
| <i>Ильин О.И., Трофимов И.К., Золотов А.О., Терентьев Д.А., Новиков О.В., В ркентин А.И.</i><br>Оценка естественной смертности тресковых рыб ( <i>Gadidae</i> ) прикамчатских вод . . . . .   | 75  |
| <i>К тугин О.Н., Кулик В.В., Мих йлов А.И.</i><br>Проверка статистической достоверности влияния климатических факторов на производительность промысла командорского кальмара ( <i>Beryteuthis magister</i> ) в районе Курильских островов . . . . . | 81  |
| <i>Коржев В.А.</i><br>Оценка численности и управление промыслом гренландского тюленя <i>Pagophilus groenlandicus</i> ( <i>Phoca groenlandica</i> Erxleben, 1777) беломорской популяции . . . . .  | 87  |
| <i>Михеев А.А.</i><br>Решение балансовых уравнений для модели промыслового истощения неизолированной популяции . . . . .  | 95  |
| <i>Михеев А.А.</i><br>Приложение модели открытой эксплуатируемой популяции к оценке локальных запасов . . . . .   | 112 |
| <i>Костицын В.Г.</i><br>К оценке динамики смертности рыб в эксплуатируемых популяциях (случаи селективного рыболовства) . . . . .   | 126 |
| <i>Ш шуловский В.А., Мосияш С.С.</i><br>Методический подход к определению допустимого улова для совокупности малых водоемов . . . . .   | 136 |
| <i>Новоселов А.П., Студенов И.И.</i><br>Динамика современного состояния сиговых рыб в бассейне р.Печора . . . . .   | 141 |
| <i>Сечин Ю.Т.</i><br>Эффективность прогнозирования вылова рыбы на пресноводных водоемах . . . . .   | 151 |
| <i>Шиб ев С.В., Соколов А.В.</i><br>Метод анализа ихтиоценозов малых водоемов Калининградской области на основе контрольных обловов сетными орудиями лова . . . . .   | 158 |
| ЭКОНОМИКА, МЕЖДУНАРОДНОЕ СОТРУДНИЧЕСТВО   |     |
| <i>Бородин Р.Г., Вильев Д.А., Ефимов Ю.Н.</i><br>Методы оценки ОДУ на основе биоэкономического моделирования . . . . .  | 165 |
| <i>Вильев Д.А., Ефимов Ю.Н., Крысов А.И.</i><br>К пересмотру правила управления промыслом норвежской весенне-нерестующей сельди . . . . .   | 177 |
| <i>Ков лев Ю. А., Клепцов Н.С.</i><br>Оценка уровней эксплуатации запаса северо-восточной арктической трески, соответствующих различным целям управления . . . . .  | 184 |
| ИСТОРИЯ   |     |
| <i>Котенев Б.Н., Клов ч Н.В.</i><br>Памяти Олега Федоровича Гриценко . . . . .  | 192 |
| Правила для авторов . . . . .   | 197 |

## CONTENTS

### AQUATIC LIVING RESOURCES

|   |     |
|---|-----|
| <i>Babayan V., Bulgakova T., Vasilyev D., Mikhaylov A., Antonov I., Moiseenko G.</i><br>Walley pollock of the east part of the Okhotsk sea stock size and TAC assessment with the use of<br>“Rybolovstvo” data base . . . . . | 3   |
| <i>Babayan V., Vasilyev D., Bulgakova T.</i><br>Estimation of unaccounted catch values. . . . .   | 18  |
| <i>Bakanev S.V.</i><br>Stock assessment of red king crab ( <i>Paralithodes camtschaticus</i> ) in the Barents Sea in 1994-2011 . . . . .  | 27  |
| <i>Bulgakova T.I., Babayan V.K., Vasilyev D.A., Mikhailov A.I., Safaraliev I.A.</i><br>Aspects of improvement of Caspian sturgeon trawl survey methodology . . . . .  | 36  |
| <i>Vasilyev D., Babayan V.</i><br>Robust likelihood functions for estimation of parameters of stock-fishery models. . . . .   | 52  |
| <i>Vasilyev D., Babayan V., Bulgakova T.</i><br>The use of tagging data to increase reliability of stock assessment results . . . . .   | 58  |
| <i>Ilin O.I., Sergeeva N.P., Varkentin A.I.</i><br>East Kamchatka walleye pollock ( <i>Theragra chalcogramma</i> ) stock and TAC assessment based on the<br>precautionary approach. . . . .                                   | 62  |
| <i>Ilin O. I., Trofimov I. K., Zolotov A. O., Terentyev D. A., Novikova O.V., Varkentin A. I.</i><br>Estimation of instantaneous natural mortality rate of <i>Gadidae</i> family of the Kamchatka shelf. . . . .              | 75  |
| <i>Katugin O.N., Kulik V.V., Mikhailov A.I.</i><br>Validation of statistical significance for the influence of climatic factors on the Scolmaster Gonate Squid<br>( <i>Berryteuthis magister</i> ) . . . . .                  | 81  |
| <i>Korzhev V.A.</i><br>The estimation of the size and management of the fisheries of the harp seal <i>Pagophilus groenlandicus</i> of the<br>White sea population . . . . .   | 87  |
| <i>Mikheyev A.A.</i><br>Solution of balance equations for a model of fishery depletion of the non-isolated population . . . . .   | 95  |
| <i>Mikheyev A.A.</i><br>Application of model of the open exploited population to assessment of the local stocks . . . . .   | 112 |
| <i>Kostitsyn V.G.</i><br>Assessment of the dynamics of fish mortality in exploited populations (cases of selective fisheries) . . . . .   | 126 |
| <i>Shashulovsky V.A., Mosiyash S.S.</i><br>The methodological approach to determination of the cumulative allowable catch of fishes of small reservoirs. . .  | 136 |
| <i>Novoselov A., Studenov I.</i><br>The dynamics of stocks and some biological parameters of whitefish species in the Pechora river. . . . .  | 141 |
| <i>Sechin Yu.T.</i><br>Fish catch forecasting efficiency on the freshwater reservoirs . . . . .   | 151 |
| <i>Shibaev S.V., Sokolov A.V.</i><br>Method of analysis of ichthyocenosis in small water-bodies of Kaliningrad oblast by means of catches of gill<br>nets . . . . .   | 158 |
| ECONOMY, INTERNATIONAL COOPERATION  |     |
| <i>Borodin R.G., Vasilyev D.A., Efimov Yu.N.</i><br>Method of TAC assessment on the basis of bioeconomic modeling . . . . .   | 165 |
| <i>Vasilyev D., Efimov Yu., Krysov A.</i><br>To the amendment of the Norwegian spring —spawning herring management plan . . . . .   | 177 |
| <i>Kovalev Yu., Kleptsova N.</i><br>Evaluation of Northeast arctic cod stock harvest rates corresponding to different management objectives. . . . .  | 184 |
| HISTORY   |     |
| In memory of Oleg Fedorovich Gritzenko . . . . .  | 192 |
| The rules for authors . . . . .   | 197 |

УДК 639.2.053.7:639.223.5 (265.53)

**Оценки запасов и ОДУ минтая восточной части Охотского моря с использованием данных ИС «Рыболовство»**

В.К. Бабаян, Т.И. Булгаков, Д.А. Васильев, А.И. Михайлов, И.Н. Антонов,  
Г.С. Моисеенко

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО, г. Москва)  
e-mail: vbabayan@vniro.ru

На примере запасов минтая *Theragra chalcogramma* (Pallas, 1814) восточной части Охотского моря продемонстрированы возможности современного статистического подхода к обоснованию общего допустимого улова как основной меры регулирования рыболовства. В качестве альтернативного источника исходной информации использованы базисные (БД) отраслевой информационной системы (ИС) «Рыболовство», значения уловов и усилие из которой были преобразованы в индексы численности запаса. Основное внимание в работе уделялось методическим вопросам, в том числе: стандартизация и блочных значений уловов и усилие с применением обобщенных линейных моделей (GLM), обоснование выбора базисной модели динамики промыслового запаса и прироста регулирования промысла, риск-анализ и другими диагностическим процедурами, направленными на повышение эффективности управления водными биологическими ресурсами.

**Ключевые слова:** статистическое моделирование, стандартизация уловов и усилие, концепция MSY, прирост регулирования промысла (ПРП), минтай Охотского моря.

**ВВЕДЕНИЕ**

Одной из основных проблем, препятствующих полноценной оценке состояния запасов промысловых рыб и обоснованию общего допустимого улова (далее ОДУ), является отсутствие или низкое качество доступной информации, используемой в расчётах. В первую очередь это касается данных учетных съёмов, возрастного состава уловов, темпов весового и линейного роста и др. В ряде случаев дефицит необходимой информации не позволяет использовать наиболее эффективные методы, включая различные версии когортного анализа: АДАПТ-метод (ADAPT), статистический анализ уловов по возрасту (SCAA), виртуальной популяции (VPA), расширенный

анализ выживаемости (XSA), а также более сложные методы. В то же время в ряде спорных прогнозах практически всегда имеются промысловые данные, которые в случае интенсивного промысла (как и является промысел охотоморского минтая) могут с успехом заменять результаты научных учетных съёмов и обеспечить информационную основу для применения продукционных моделей.

Уникальным источником промысловых данных в дальневосточном регионе является отраслевая ИС «Рыболовство», в базе данных которой с 1993 г. накапливается информация не только по величине и видовому составу уловов, но и по продолжительности и пространственному распределению промысловых

операций, также типом рыболовных судов и орудий лов.

В 2011 г. нами было обосновано принципиальное наличие возможности использования данных ИС «Рыболовство» для продукционного анализа по совмещенно-кочетского (восточно-охотоморского) минтая и оценки его допустимого промыслового изъятия. Подготовка входной информации для базовой продукционной модели была выполнена с помощью упрощенного метода стандартизации улова и усилия (методом Галланд), информационные требования которого ограничены исходными («сырыми») данными по улову и соответствующим промысловым усилиям. Полученные темпобразованные стандартизированные значения улова и усилия использовались в расчете в качестве индексов численности. Однако это очень спорное допущение, поскольку величину стандартизированных темпобразованных единиц промыслового усилия (CPUE — далее  $U$ ) оказывает влияние не только величина  $U$ , но и целый ряд внешних факторов, которые могли искажать зависимость этого параметра от численности и биомассы.

Для того чтобы приблизить уловы и усилия к индексам численности, в последние годы стало широко применяться метод стандартизации и блондированных значений CPUE, основанных на обобщенных линейных моделях (GLM). Этот метод в противоположность методу Галланд позволяет учесть (и частично нейтрализовать) влияние основных факторов, искажающих истинную зависимость CPUE от величины  $U$ . Практически реализация этой задачи для совмещенно-охотоморского минтая может быть осуществлена с использованием информационных массивов ИС «Рыболовство», которые содержат необходимые для ее решения исходные данные.

Основной целью настоящей работы является исследование возможности применения новой методологии, основанной на данных от левой информационной системы «Рыболовство».

#### КРАТКОЕ ОПИСАНИЕ МЕТОДА СТАНДАРТИЗАЦИИ УЛОВА НА УСИЛИЕ (МЕТОДА ОЦЕНКИ ИНДЕКСОВ ЧИСЛЕННОСТИ)

Процедура стандартизации улова и усилия ( $U$ ) с помощью обобщенных линейных

моделей (метод GLM) представляет собой современную модификацию многофакторного линейного анализа [McCullagh, Nelder, 1989], характерными особенностями которой являются следующие:

применение метода GLM к стандартизации улова и усилия ограничено случаями, при которых распределение  $U_{obs}$  принадлежит к экспоненциальному семейству распределений случайной величины;

зависимость математического ожидания улова и усилия  $\mu$  от линейной комбинации независимых величин (факторов) задается некоторой функцией, называемой функцией связи.

Если линейную комбинацию независимых величин  $(x_1, x_2, \dots, x_N)$ , представляющих собой факторы, влияющие на величину  $U$ , обозначить как  $\eta$ , то можно записать:

$$\eta = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_N x_N, \quad (1)$$

где  $\beta_i$  — неизвестные параметры, характеризующие степень влияния соответствующих независимых переменных  $x_i$  на величину улова и усилия;  $N$  — число имеющихся факторов суточных донесений (далее ССД).

С учетом принятых обозначений обобщенная линейная модель записывается в виде:

$$\varphi(\mu) = \eta \text{ или } \mu = \varphi^{-1}(\eta), \quad (2)$$

где  $\mu$  — математическое ожидание улова и усилия,  $\varphi$  — функция связи.

Применительно к задаче стандартизации улова и усилия формула (1) примет вид:

$$\eta^{a_1, a_2, \dots, a_K}(t, x_1, x_2, \dots, x_N) = Y(t) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_N x_N + y_1^{a_1} + y_2^{a_2} + \dots + y_K^{a_K}, \quad (3)$$

где  $Y(t)$  — «фактор год», отражающий временную зависимость индекса численности,  $y_p^{a_p}$  —  $p$ -й дискретный фактор ( $p = 1, 2, \dots, k$ ), который может принимать несколько значений (категорий), верхний индекс  $a_p$  — индекс категории.

Поскольку в первую очередь внимание модели помимо временной зависимости фактора численности (биомассы)  $Y(t)$  входят и другие независимые факторы, определяющие величину CPUE, это позволяет, оценив коэф-

коэффициенты ( $\beta$ ,  $y_p^{ap}$ ) модели (2), выделить факторы (индексы) численности для каждого года промысла из р-составившего периода времени. Обычно при правильном выборе независимых переменных степень точности оценки индекса численности растёт с увеличением количества независимых переменных. При этом уменьшается смещение в оценках индекса численности  $\beta$  и  $\sigma$ , но возрастает дисперсия этого индекса [Maunder, Punt, 2004].

### АНАЛИЗ И ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЙ ОТБОР ВХОДНЫХ ДАННЫХ

**Анализ информации из БД ИС «Рыболовство».** Судовое суточное донесение содержит информацию о результатах работы судна за прошедшие отчётные сутки, которые исчисляются по судовому времени, и заполняется на основании документированных данных промыслового, технологического и судового журналов по состоянию на 24:00 по судовому времени. В состав ССД входят следующие показатели, имеющие отношение к промысловой деятельности: код судна в соответствии с реестром судов ИС «Рыболовство»; отчётный дат; координаты; глубина траления; промысловый подзона; объект промысла; суточный улов объекта промысла; орудие лова; суммарный улов за сутки; количество промысловых операций; время, затраченное на промысловые операции; средняя глубина промысловых операций за отчётные сутки.

Из первичных данных, содержащихся в ССД, можно получить значения некоторых вторичных параметров, например, улов на промысловую операцию, улов на час промысловой операции или улов на судосутки промысла. Информация из реестра судов позволяет по коду судна провести разделение промысловых судов по длине корпуса и классу: крупные, средние и малые промысловые суда. Кроме того, возможно деление судов внутри классов на группы по мощности главного двигателя.

В ходе анализа данных ИС «Рыболовство» должны быть решены две задачи: выбор наиболее репрезентативного («стандартного») промыслового комплекса (системы «судно — орудие лова») и обоснование размерности улова и усилия для этого комплекса. Выбранный промысловый комплекс должен отвечать

трем условиям: иметь достаточно равномерное временное (по годам) и пространственное (по районам промысла) распределение, его доля в общем улове должна быть преобладающей.

Решение второй задачи во многом определяется количеством доступных промысловых данных. На практике при анализе тралового промысла предпочтение часто отдается размерности «улов (в тоннах) на час траления». Однако данные ИС «Рыболовство» по восточно-охотоморскому минтаю не позволяют корректно оценить продолжительность траления для всех зарегистрированных промысловых операций. В этом случае более подходящей размерностью будет «улов (в тоннах) на судосутки промысла». В дальнейшем среднегодовые значения «стандартного» промыслового комплекса с этой размерностью будут преобразованы в индексы численности восточно-охотоморского минтая.

**Формирование перечня непрерывных и категориальных независимых переменных (факторов-предикторов).** По своей природе улов и усилие — это скорее показатели производительности лова, чем показатели численности. В общем случае величина улова и усилия, помимо численности  $\beta$  и  $\sigma$ , зависит от двух побочных групп факторов: факторов внешней среды, определяющих поведение особей (плотность пространственного распределения, скорость плавания и др.), и производственных факторов (эффективность орудий и способов лова, профессионализм экипажей промысловых судов, ёмкость трюма и т.д.). Из имеющегося массива первичной информации по ССД отбираются только те характеристики промысла, которые потенциально могут оказывать влияние на величину улова и усилия. При выборе независимых переменных за основу принимается первичная информация из судовых суточных донесений, хранящаяся в базах данных ИС «Рыболовство». Независимые переменные могут представлять собой непрерывные (глубина, координаты траления и др.) или дискретные величины (год, месяц, подзона и др.). При необходимости значения непрерывной величины можно разбить на несколько уровней (категорий), сделав ее дискретной (категориальной). Например, той

непрерывный фктор, к к «глубин тр ления» легко преобр зуется в дискретную переменную путём стр тифик ции зн чений глубины. Для этого дост точно р зделать весь н блюд емый ди п зон глубин н несколько слоёв, присвоить к ждому слою определенный индекс и соотнести ф ктические д нные по глубине всех тр лений с условными слоями.

**Предв рительный отбор функций связи для обобщённой линейной модели.** Выбор функции связи ( $\varphi$ ) модели (2) з висит от з кон р спределения  $U$ . В случ е обобщённой линейной модели допустимый н бор р спределений огр ничен экспоненци льным семейством (см. Приложение). К экспоненци льному семейству р спределений относятся, кроме норм льного, некоторые другие р спределения, н пример, обр тное норм льное, г мм -, экспоненци льное, т кже отдельные дискретные р спределения, к к н пример, пу ссоновское и биноми льное. Выбор непрерывного или дискретного р спределения определяется р змерностью з висимой переменной. В н шем случ е, где з висим я переменн я — улов н единицу промыслового усилия — измерял сь в единиц х биом ссы н промысловое усилие, её р спределение с необходимостью было выбр но непрерывным. Но если бы  $U$  измерялось в численности пойм нных особей н единицу промыслового усилия, то при небольших зн чениях улов н усилие пр вильнее было бы использов ть дискретное р спределение.

Выбор потенци льно приемлемых функций связи определяется з коном р спределения н блюденных зн чений улов н усилие. Н - пример, норм льному р спределению и г мм -р спределению соответствуют следующие функции связи: тождественн я  $\varphi(\mu) = \mu$  и обр тн я  $\varphi(\mu) = \mu^{-1}$ . Т кже существуют р спределения, соответствующие лог рифмической  $\varphi(\mu) = \ln \mu$ , степенной (к к пр вило, с пок з телем  $1/2$ ) и логистической функциям. По результ т м исследований, предст вленного в д нной р боте, н илучшим опис ни ем р ссм трив емой б зы д нных, ок з л сь обобщённа я линейн я модель с использов нием обр тной функции в к честве функции связи.

## СТАНДАРТИЗАЦИЯ СРЕДНЕГОДОВЫХ ЗНАЧЕНИЙ УЛОВОВ НА УСИЛИЕ МЕТОДОМ GLM

**Выбор «н илучшей» обобщённой линейной модели улов н усилие.** Процедура выбор н илучшей модели улов н усилие был построен н серии м шинных экспериментов, которые сводились к последовательному тестиров нию в ри нтов модели (3), полученных путём р зличных комбинаций всех предв рительно отобр нных н боров нез висимых п р метров и версий функций связи. Целью экспериментов являл сь оценк декв тности тестируемых в ри нтов модели исходным зн чениям уловов н усилие по результ т м н лиз дисперсий (ANOVA) и сопост влению зн чений критерия Ак йке, «штр фующим» з избыток неизвестных п р метров. Тестиров ние моделей выполнялось с помощью прогр ммных модулей среды R «ANOVA» и «AIC».

**Р сёт ст нд ртизированных зн чений улов н усилие.** Для ст нд ртизации уловов н усилие в отобр нную модель следует ввести н иболее предст вительные зн чения нез висимых переменных, которые были н йдены путём построения и н лиз гистогр мм зн чений к ждой из нез висимых переменных. Ч ще всего иском я величин н ходится к к зн чение д нной переменной с н ибольшей ч стотой встречаемости или по н ибольшему вкладу в общий улов. В н шем случ е об этих првил выбор приводили к одинаковому результ ту. В некоторых других случ ях в к честве репрезент тивного зн чения предиктор (нез висимой переменной) было бы опр вд но использов ть его меди ну. Т ким обр зом, оценк ст нд ртизированного индекса биом ссы (численности) з п с осуществляется по следующей формуле:

$$U_{st}(t) = Y(t) + \beta_1 x_1^* + \beta_2 x_2^* + \dots + \beta_N x_N^* + y_1^* + y_2^* + \dots + y_K^*, \quad (4)$$

где  $Y(t)$  — фктор год,  $x_j^*$  — «ст нд ртное» (н иболее предст вительное) зн чение для всего период н блюдений непрерывного фктор,  $y_p^*$  — «ст нд ртное» для всего период н блюдений зн чение к тегорильного



фктор, рвное величине и более предст- вительной ктегории этого фктор .

Иными слов ми, ст нд ртизиров нное зн чение улов н усилие — это зн чение линейного предиктор , в котором все пере- менные, кроме фктор год , постоянны для всех лет р ссм трив емого период времени. В этом и з ключ ется суть ст нд ртиз ции, выполненной методом GLM.

Эт процедур выполняется для к ждого год , по которому имеется необходим я для р счётов информ ция. Все последующие вы- числения осуществляются н основе ст нд р- тизиров нных зн чений уловов н единицу промыслового усилия к к индекс величины з п с . Поэтому для простоты, н чин я со следующего р здел , ст нд ртизиров нные зн чения уловов н усилие будут обозн ч ть- ся без индекс «st», т.е. просто  $U$ .

#### ОЦЕНКА СОСТОЯНИЯ ЗАПАСА И ВЕЛИЧИНЫ ОДУ (МОДЕЛЬНЫЙ ПОДХОД)

**Оценк п р метров продукционной модели.** Полученные с помощью метод GLM ст нд ртизиров нные зн чения уловов н усилие являются пок з телями величины з п с в гор здо большей степени, чем исход- ные «сырые» д нные. Это позволяет обоснов нно использов ть ст нд ртизиров нные  $U$  и соответствующие им величины промысло- вого усилия  $E$  в к честве входной информ ции для широкого н бор продукционных мо- делей, н которых основ н вся последующ я процедур обоснов ния общего допустимого улов .

В общем виде продукционн я модель з - писыв ется с помощью двух ур внений, пер- вое из которых выр ж ет дин мику з п с , второе уст н влив ет связь между биом с- сой з п с и ее пок з телем, ст нд ртизиро- в нным уловом н усилие  $I$  [Babayar, Kizner, 1988]:

$$\begin{cases} B_{i+1} = B_i(1 + rG(B_i)) - C_i; \\ B_i = \frac{U_i + U_{i-1}}{2q}, \end{cases} \quad (5)$$

где  $B$  — биом сс промысловой ч сти з п с в н ч ле год ;  $U$  — ст нд ртизиров нный улов н единицу усилия;  $C$  — улов з год;  $G(B)$  —

функция популяционного рост ;  $r$  — мгновен- ный коэффициент весового рост в отсутствии плотностной регуляции (внутренняя скорость рост );  $q$  — коэффициент ул влив емости;  $i$  — индекс год промысл .

Годовой прирост биом ссы з п с опи- сыв ется функцией популяционного рост  $G(B)$ . В общем случ е  $G(B)$  является про- извольной монотонно убыв ющей функци- ей, имеющей один корень, соответствующий ёмкости среды (величине девственной био- м ссы з п с )  $K$ . При этом н иболее р с- простр нно использов ние двух простых ч стных случ ев:

линейной функции, приводящей к логисти- ческому з кону рост  $G(B) = 1 - B/K$ ;

лог рифмической функции, приводя- щей к экспоненци льному з кону рост  $G(B) = -\ln(B/K)$ .

Выбор функции рост определяет выбор продукционной модели: в первом случ е — это дин мический н лог модели Шефер , во вто- ром — модели Фокс .

Выбор тип продукционной модели для ис- пользов ния в д льнейших р счёт х можно вы- полнить двумя способ ми:

1. По х р ктеру з висимости  $U(E)$ . Если ф ктические д нные по усилиям и улов м н усилия лучше ппроксимируются линейной функцией, предпочтение следует отд ть н ло- гу модели Шефер , если экспоненци льной — н логу модели Фокс .

2. По результ т м ср внимительного н - лиз ост тков  $\Delta U_i$  (р зностей между ст нд ртизиров нными ( $U_i$ ) и теоретическими зн чениями ( $\hat{U}_i$ ) улов н усилие, получен- ными с помощью ср вним емых моделей. Выбор дел ется в пользу модели, котор я д ет меньшее сумм рное кв др тичное от- клонение от ст нд ртизиров нных уловов н усилие.

Оценк неизвестных п р метров модели ( $r, q, K$ ) осуществлял сь методом н иболь- шего пр вдоподобия путём минимиз ции предв рительно выбр нной целевой функ- ции ( $L$ ). Н иболее р спростр нёнными в пр ктике рыбохозяйственных исследов - ний целевыми функциями являются кв д- р тичн я, лог рифмическ я и меди нн я функции:

$$L = \sum_{i=0}^N (U_i - \hat{U}_i)^2$$

$$L = \sum_{i=0}^N (\ln U_i - \ln \hat{U}_i)^2$$

$$L = \text{med}(|U_i - \hat{U}_i|),$$

где  $\hat{U}_i$  — модельное значение уловов и усилие в год  $i$ ;  $U_i$  — стандартизированное значение уловов и усилие в год  $i$ ;  $n$  — число лет наблюдения.

После нахождения параметров модели выполняется диагностика полученных оценок. С этой целью строятся графики поверхности ошибок в двухмерной метрической (плоскостной) проекции и по ним определяется степень устойчивости решений. При построении этих графиков величина одного из параметров модели ( $r, q, K$ ) фиксируется на оптимальном для этого параметра уровне.

В том же случае результаты сопоставления всего комплекса характеристик свидетельствуют в пользу выбора модели Шефера.

**Оценки максимального устойчивого улова (MSY).** Сделав в уравнении производной модели (5) подстановку  $U = qB$  и произведя необходимые преобразования, получим более удобную модифицированную модель в виде одного уравнения:

$$U_{i+1} = U_{i-1} + r(U_i + U_{i-1})G\left(\frac{U_i + U_{i-1}}{2q}\right) - 2qC_i. \quad (6)$$

В модели (6) состояние запасов характеризуется величиной стандартизированного значения уловов и усилие (индексом численности), интенсивность промыслового воздействия и запас — соответствующим значением промыслового усилия  $E$ . Подставляя в уравнение (6) предельно преобразованные функции популяционного роста, получим соответствующие динамические версии моделей Шефера и Фокса, выраженные через промысловые характеристики: улов на единицу промыслового усилия и промысловое усилие. Анализ этих моделей в равновесном (стационарном) режиме позволяет определить максимальный устойчивый улов

(MSY) и целевые биологические ориентиры по интенсивности промысла ( $E_{\text{ig}} = E_{\text{MSY}}$ ) и биомассе ( $U_{\text{ig}} = U_{\text{MSY}}$ ), которые в дальнейшем будут использованы для идентификации при виле регулирования промысла (ПРП) на основе концепции MSY. На практике биологические целевые ориентиры обычно выражаются в более привычных величинах:  $B_{\text{MSY}}$  и  $F_{\text{MSY}}$ . Для переход к этим величинам используются несложные преобразования:  $U = qB$  и  $E = F / q$ .

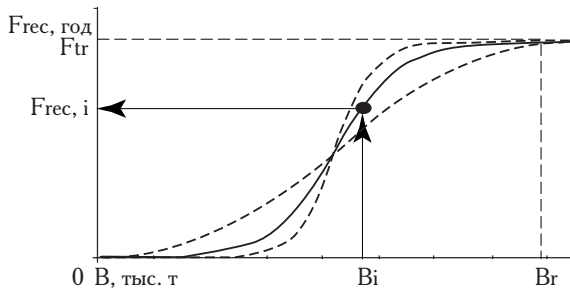
**Оптимизация при виле регулирования промысла (ПРП).** Для реализации стратегии управления, основной задачей регулирования величины годового вылова с учетом концепции MSY, было использовано нелинейное (логистическое) уравнение регулирования промысла [Бабаян, 2004]. Основное достоинство такого ПРП заключается в том, что, будучи двухзональным, оно не нуждается в графическом ориентире по биомассе, но в то же время обеспечивает повышенную степень защищенности запасов в области низких значений его биомассы. Этим данное уравнение выгодно отличается от классической 3-зональной схемы предосторожного подхода.

Рекомендуемый вариант при виле регулирования промысла задается с помощью кусочно-гладкой функции следующим образом:

$$\begin{aligned} \text{если } 0 \leq B_i \leq 0,5B_{\text{tr}}, F_{\text{rec}} &= (0,5 \times F_{\text{tr}}) / (0,5 \times \\ &\times B_{\text{tr}}) \alpha \times B_i \alpha; \\ \text{если } 0,5 B_{\text{tr}} < B_i \leq B_{\text{tr}}, F_{\text{rec}} &= F_{\text{tr}} - (0,5 \times \\ &\times F_{\text{tr}}) / (0,5 \times B_{\text{tr}}) \alpha \times (B_{\text{tr}} - B_i) \alpha; \\ \text{если } B_i > B_{\text{tr}}, F_{\text{rec}} &= F_{\text{tr}}, \end{aligned} \quad (7)$$

где  $B_i$  — текущее значение биомассы запаса в год  $i$ ;  $B_{\text{tr}}$  и  $F_{\text{tr}}$  — целевые ориентиры по биомассе и промысловой смертности соответственно ( $B_{\text{tr}} = B_{\text{MSY}} + \sigma_B t_{st}$ ;  $F_{\text{tr}} = F_{\text{MSY}} - \sigma_B t_{st}$ ), где  $\sigma_B$  — стандартная ошибка оценки  $B_{\text{MSY}}$ ,  $t_{st}$  — коэффициент Стьюдента для заданной доверительной вероятности (обычно 90 или 95%);  $F_{\text{rec}, i}$  — рекомендуемый уровень промысловой смертности для  $B = B_i$ ;  $\alpha$  — коэффициент формы.

Если управление не проведено на максимизацию среднегодового вылова, то в качестве целевых ориентиров используются значения биомассы и промысловой смертности, соответствующие теоретической величине максимального устойчивого улова. Однако, принимая во внимание неизбежные статистические погреш-



**Рис. 1.** Пр вило регулиров ния промысл при р зных коэффициент х формы ( $\alpha$ )

ности в оценк х этих п р метров, при иденти фикии ПРП используются более щ дядщие биологические ориентиры:

$$B_{tr} = B_{MSY} + \sigma_B t_{st}, F_{tr} = F_{MSY} - \sigma_B t_{st},$$

где  $\sigma_B$  — ст нд ртн я ошибок оценки  $B_{MSY}$ ,  $t_{st}$  — коэффициент Стьюдент для з д нной до верительной вероятности (обычно 90 или 95%).

Оптимиз ция пр вил регулиров ния вы полняется методом стох стического моделиро в ния дин мики з п с (методом Монте-К р ло) при р зличных зн чениях коэффициент формы “ $\alpha$ ” определённой выше логистической функции. В к честве критериев оптимиз ции (эффективности) принятой стр тегии упр вления рекомендуется использо вать вероятност ные величины, н пример:

$P(B)$  — вероятность (риск), что прогно зная биом сс н з д нный год будет меньше миним льной биом ссы з п с з весь период н блюдений;

$P(C)$  — вероятность (риск), что средний улов з прогнозный период ок жется ниже средней величины улов з т кой же по про должительности период, предшествующий прогнозируемому.

Для вероятностных критериев эффектив ности приори уст н влив ется приемлемый уровень риск ; допустим я величин риск по критерию  $P(B)$  обычно не превыш ет 15%, по критерию  $P(C)$  он сост вляет не более 25%. Оконч тельно допустимые уровни риск уст н влив ются после консульт ций с предст вителями промышленности.

**Оценк рекомендуемой величины ОДУ (модельный подход.** Модельн я оценк ОДУ<sub>*i+k*</sub> осуществляется с использо ванием трехш говой процедуры:

с помощью дин мической продукционной модели (6) с з д нной з бл говременностью  $k$  прогнозируется состояние з п с ; состояние з п с может быть ох р теризов но в тер мин х биом ссы ( $B_{i+k}$ ) или улов н усилие ( $U_{i+k}$ );

по н йденному состоянию з п с в год ( $i+k$ ) с помощью пр вил регулиров ния промысл (7) оценив ется рекомендуем я вели чин интенсивности промысл (соответственно  $F_{rec, i+k}$  или  $E_{rec, i+k}$ );

р считыв ется величин ОДУ н ( $i+k$ )-й год:

$$ОДУ_{i+k} = F_{rec, i+k} B_{i+k}$$

или

$$ОДУ_{i+k} = E_{rec, i+k} U_{i+k}.$$

Изложенн я в р зделе 4 комплексн я про цедур оценки з п с и обоснов ния ОДУ выполнен с помощью специ лизиров нного п кет прикл дных прогр мм Combi [Б б ян и др., 2011].

#### ОЦЕНКА РЕКОМЕНДУЕМОЙ ВЕЛИЧИНЫ ОДУ (НЕМОДЕЛЬНЫЙ ПОДХОД)

Если период н блюдений недост точно продолжителен, дин мик з п с ср вни тельно ст бильн и не отлич ется зн читель ными колеб ниями, то оценить п р метры продукционной модели с необходимой точно стью и воспользов ться опис нной в р зделе 4 процедурой не всегд уд ётся. В этом случ е для оценки ОДУ можно использо вать нем одельные (эмпирические) методы, которые ос нов ны н учёте тенденции в дин мике вели чины з п с . Тенденция оценив ется с помощью количественного н лиз изменений в индек с х численности з период, непосредственно предшествующий прогнозируемому. Количественно тенденция оценив ется по величине (и зн ку) т нгенс н клон гр фик линейной регрессии, построенного в координ т х «индекс численности» — «год промысл ». Ниже приведены дв нем одельных метод , которые могут быть рекомендов ны для пр ктического применения.

Н иболее простой из этих методов [Bentley, 2002] ос нов н н коррекции предыдущего зн чения общего допустимого улов (ОДУ<sub>*i-1*</sub>) путём учёт гр диент изменения величины з п с (индекс численности) относительно

некоторого интервала времени, предшествующего прогнозируемому году  $i + 1$ :

$$\text{ОДУ}_{i+1} = (I_i^{(n)} / I_i) \text{ОДУ}_i,$$

где  $I_i^{(n)}$  — среднее значение индекса численности за период с  $(i - n + 1)$ -го по  $i$ -й год включительно. Период усреднения не должен быть слишком большим (так, вторым методом приняты  $n = 3$ ).

$$I_i^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=i-n+1}^i I_j.$$

Второй рекомендуемый метод более полно и наглядно учитывает наличие характеристик тренда в динамике записи [Butterworth, Geromont, 1997].

Базовое уравнение метода:

$$\text{ОДУ}_{i+1} = \text{ОДУ}_i (1 + \lambda\beta),$$

где  $i$  — индекс год промысла;  $\beta$  — мер крутизны тренда индекса величины записи (тенденция и коэффициент линейной регрессии логарифмов индексов численности за последние несколько лет);  $\lambda$  — корректирующий коэффициент, устанавливающий уровень чувствительности регулирования.

Согласно практике применения этого метода в Организации по рыболовству в Северо-Западной Атлантике (НАФО) [NAFO, 2010] при управлении записями мексиканского плутуса в зависимости от изменения тренда коэффициент  $\lambda$  может принимать значения 1,00 (если записи растут,  $\beta > 0$ ) и 1,25 или 2,00 (если записи стабилизируются или снижаются,  $\beta \leq 0$ ). Временной интервал, на котором оценивается коэффициент  $\beta$ , принят равным 5 годам.

При применении немодельных методов оптимального решения требует тщательный выбор стратегического значения улова. В случае, если в предшествующие годы доступна информация позволяющая осуществлять полное и литическое обоснование ОДУ, выбор должен быть однозначным — последнее значение ОДУ. Если на протяжении последних лет значение ОДУ осуществлялось эмпирическими методами, но при этом заметного снижения литического вылова не наблюдалось, то в качестве стратегического значения улова следует принять среднее значение ОДУ за несколько предшествующих лет. Если в предшествующий период на ли-

тическая оценка ОДУ не осуществлялась, то в качестве стратегической величины улова можно использовать величину литического улова в предпрогнозный год (если динамик вылов достиг стабильности) либо среднюю величину литического вылова за предшествующий период (если наблюдаются значительные среднегодовые колебания улова).

## РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

**Исходные данные.** В качестве исходных данных использовались информация судовых суточных донесений из базы данных ИС «Рыболовство» за период 1998–2010 гг., т.е. за 14-летний период наблюдений. На период приходится пик добычи восточно-охотоморского минтая, в связи с чем промысловые данные в этом месяце наиболее полно характеризуют плотность и численность облова в его записи. Исходная информация была ограничена данными по реноглубинным тралам, поскольку этим типом орудия лов на протяжении рассматриваемого периода вылавливалось до 83% от общего улова, что позволяет считать реноглубинные трала репрезентативным орудием лова для промысла восточно-охотоморского минтая. При этом учитывались промысловая информация только по тем тралам, в которых минтай составлял не менее 50% улова. Формат исходных данных приведен в табл. 1.

**Формирование перечня непрерывных и дискретных переменных (факторов-предикторов).** В качестве зависимой переменной рассматривается улов на единицу промыслового усилия с размерностью «улов (т) на судосутки промысла».

В качестве независимых переменных (предикторов) выбраны следующие факторы: класс судна, год, район промысла, орудие лова, глубина трала, мощность главного двигателя промыслового судна.

Согласно официальному районированию восточной части Охотского моря факторы «Район промысла» (Area) включет 2 категории: 272 — Камчатско-Курильская подзона, 274 — Западная Камчатская подзона.

Факторы «Класс судна» и «Мощность судна» были объединены в один фактор «Class/Power», учитывая обе эти характеристики.

**Т блиц 1.** Характеристики промысловых операций (тралений) российских судов (фрегмент БД ИС «Рыболовство»). В первой строке указаны значения факторов в GLM

| Year | Area | CPUE   | Depth | Type_code | Class_code | FG          | Power |
|------|------|--------|-------|-----------|------------|-------------|-------|
| 1998 | 272  | 25     | 130   | 171       | 8          | tral251–500 | 588   |
| 1998 | 272  | 30     | 420   | 128       | 7          | tral751     | 5700  |
| 1998 | 272  | 123    | 108   | 171       | 8          | tral251–500 | 589   |
| 1998 | 272  | 5,14   | 110   | 170       | 8          | tral501–750 | 971   |
| 1998 | 274  | 127,37 | 500   | 168       | 8          | tral501–750 | 1380  |
| 1998 | 272  | 123,6  | 55    | 168       | 8          | tral501–750 | 1380  |
| 1998 | 274  | 141,5  | 500   | 168       | 8          | tral251–500 | 1380  |
| 1998 | 274  | 92,6   | 430   | 168       | 8          | tral501–750 | 1380  |
| 1998 | 274  | 105,5  | 530   | 168       | 8          | tral501–750 | 2425  |

Фактор «Орудие лов» был разделен с учетом длины гужа ( $l$ ) на дноуглубинного траления на четыре категории:  $l \leq 250$  м,  $250 < l \leq 500$  м,  $500 < l \leq 750$  м и  $l > 750$  м.

Фактор «Глубина траления» ( $D$ ) структурирован на 11 категорий (табл. 2)

**Т блиц 2.** Категории фактора «Глубина траления» ( $D$ )

|                         |                           |
|-------------------------|---------------------------|
| 1. $D \leq 100$ м       | 7. $600 < D \leq 700$ м   |
| 2. $100 < D \leq 200$ м | 8. $700 < D \leq 800$ м   |
| 3. $200 < D \leq 300$ м | 9. $800 < D \leq 900$ м   |
| 4. $300 < D \leq 400$ м | 10. $900 < D \leq 1000$ м |
| 5. $400 < D \leq 500$ м | 11. $D > 1000$ м          |
| 6. $500 < D \leq 600$ м |                           |

**Отбор функций связи для обобщенной линейной модели улова и усилия.** Поскольку строгий подход к определению значений распределения случайной величины не существует, по логике с выбором значений распределения улова и усилия, приведенного в ряде опубликованных работ, принимаем гипотезу о том, что в данном случае распределение  $U$  относится к семейству экспоненциальных распределений. Наиболее вероятными распределениями в данном случае будут гамма-распределение и обобщенное гамма-распределение, поскольку они не симметричны. Для указанных распределений функция связи может быть выбрана из следующих функций: тождественной, лог-рифмической и обобщенной. Окончательный вы-

бор функции связи осуществляется по результатам моделирования стохастического моделирования версий обобщенной линейной модели улова и усилия с различными наборами функций связи и независимых факторов.

**СТАНДАРТИЗАЦИЯ СРЕДНЕГОДОВЫХ ЗНАЧЕНИЙ УЛОВОВ НА УСИЛИЕ МЕТОДОМ GLM. Выбор «наилучшей» модели CPUE.** В машинных экспериментах использовался следующий вид уравнения для математического ожидания иблюдывшегося улова и усилия вид:

$$EU_{obs} = \varphi^{-1} (\text{Year} + \text{Area} + \text{FG} + \text{Depth} + \text{Class/Power}),$$

где Year — коэффициент фактора «Год»; Area — коэффициент фактора «Регион промысла»; FG — коэффициент фактора «Орудие лов», Depth — коэффициент фактора «Глубина траления»; Class/Power — коэффициент фактора «Класс и мощность судна».

Для выбора «наилучшей» модели улова и усилия были протестированы версии модели с предвзвешенно выбранными функциями связи (тождественная, лог-рифмическая, обобщенная) и различным набором независимых переменных (факторов). Отметим, что в случае категориальных факторов в модели были представлены все категории в качестве независимых параметров. По результатам машинных экспериментов были проведены статистические тесты: анализ дисперсии (ANOVA) и расчет информационного критерия Акайке (AIC). Тесты показали, что «наилучшей» ок-

здесь модель с обратной функцией («inverse» в пакете R) в качестве функции связи и полными набором учитываемых факторов.

**Р** счёт индексов численности. Для р-счёта годовых индексов численности (стандартизированных уловов на усилие) использовалось следующее уравнение:

$$U_i = \varphi^{-1} (\text{Year}_i + \text{Area}_{st} + \text{FC}_{st} + \text{Depth}_{st} + \text{ClassPower}_{st}).$$

При выборе стандартных категорий дискретных факторов для оценки стандартизированных уловов на усилие учитывались следующие показатели:

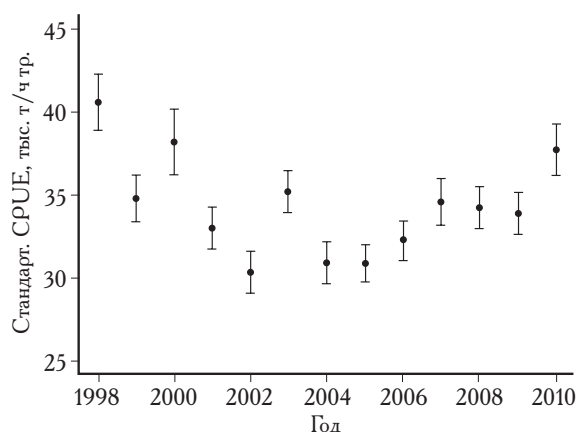
величина вылова, соответствующая каждой категории р-сметриваемого дискретного фактора;

частота встречаемости каждой категории р-сметриваемого фактора в статистических районах восточной части Охотского моря<sup>1</sup>.

Основными приведёнными выше критериями в качестве стандартной категории фактора «Орудия лов» были выбраны р-зноглубинные тралы, у которых длина гужа ходится в диапазоне 500–750 метров. Количество этих тралов превышает 46% от общего числа тралов, использованных на промысле восточно-охотоморского минтая за весь период наблюдений.

В качестве стандартной категории фактора «Класс и мощность судна» выбрано среднетоннажное судно с главным двигателем мощностью 900–1000 л.с. Данная категория промысловых судов преобладает во

все годы промысла и составляла 15–38% от общего числа судов. Эта категория внесла наибольший вклад в общий вылов за весь рассматриваемый период. Кроме того, промысловые суда этой категории численно преобладали в обоих промысловых районах. По тем же критериям были выбраны стандартные категории факторов «Глубина траления» (200–300 м) и «Район промысла» (274). Результаты стандартизации уловов на усилие приведены в табл. 3 и на рис. 2.



**Рис. 2.** Результат GLM-оценки индекса численности и доверительных интервалов лов (при  $\rho = 0,95$ )

**ОЦЕНКА СОСТОЯНИЯ ЗАПАСА И ВЕЛИЧИНЫ ОДУ (МОДЕЛЬНЫЙ ПОДХОД). Оценки р-метров продукционной модели.** Все последующие р-счёты были выполнены при помощи пакета прикладных программ Combi.

**Таблица 3.** Оценка индекса численности и промыслового усилия на 1998–2010 гг.

| Год  | Индекс численности, т/судосутки промысла | Промысловое усилие, судосутки промысла, $10^3$ | Год  | Индекс численности, т/судосутки промысла | Промысловое усилие, судосутки промысла, $10^3$ |
|------|--|--|------|--|--|
| 1998 | 40,56                                    | 20,81  | 2005 | 30,89                                    | 8,59   |
| 1999 | 34,81                                    | 14,62  | 2006 | 32,25                                    | 9,81   |
| 2000 | 38,21                                    | 8,98   | 2007 | 34,58                                    | 8,52   |
| 2001 | 33,07                                    | 10,14  | 2008 | 34,26                                    | 13,25  |
| 2002 | 30,35                                    | 7,95   | 2009 | 33,93                                    | 15,37  |
| 2003 | 35,2                                     | 8,00   | 2010 | 37,71                                    | 19,19  |
| 2004 | 30,9                                     | 5,87   |      |  |  |

<sup>1</sup> Для выбора стандартной категории фактора Area<sub>st</sub> учитывались только первый показатель.

Исходная информация для использования производственной модели: р-счётные годовые значения стандартизированного улова и усилия  $U$  за период 1998–2010 гг. и соответствующие значения промысловых усилий  $E_{st} = C_{\Sigma} / U_{st}$ , где  $C_{\Sigma}$  — общий годовой вылов минтая в восточной части Охотского моря всеми типами промысловых судов и орудиями лов.

На основании статистических критериев в качестве базовой модели выбран динамическая версия производственной модели Шефера и квадратичная целевая функция. При оценке параметров производственной модели методом допустимого значения одного из параметров — ёмкости среды ( $K$ ), было ограничено величиной 3400 тыс. т [Шунтов, Дулепов, 1997]. С учётом данного ограничения были получены следующие оценки:

внутренний (популяционный) темп роста  $r = 0,61$ ;

коэффициент влияния ёмкости  $q = 0,0124$ ;

ёмкость среды  $K = 3391$  тыс. т.

**Оценка максимального устойчивого улова (MSY).** Максимальный устойчивый улов рассчитан с использованием статистической версии динамической производственной модели и составил 499,7 тыс. т. Соответствующие значения промысловой смертности ( $F$ ) и биомассы ( $B$ ) равны:  $F_{MSY} = 0,228$  год<sup>-1</sup>,  $B_{MSY} = 1699,6$  тыс. т.

**Идентификация параметров регулирования промысла (ПРП).** Согласно расчётам биомасса в терминальном 2010 г. равна 2891 тыс. т, что почти в два раза превышает  $B_{MSY}$ . В этом случае в соответствии с терминальным промыслом регулирования промысла (п. 4.3, (7)) и концепцией MSY рекомендуется промысловая смертность будет совпадать с целевым ориентиром:  $F_{rec} = F_{tg} = F_{MSY}$ . Для этого случая целевое значение промысловой смертности было рассчитано как нижняя граница доверительного интервала оценки  $F_{MSY}$  при доверительной вероятности  $P = 90\%$ :

$$F_{tg} = F_{MSY} - \sigma_F t_{st} = 0,199 \text{ год}^{-1},$$

где  $\sigma_F$  — стандартная ошибка оценки  $F_{MSY}$ ,  $t_{st}$  — коэффициент Стьюдента при доверительной вероятности  $P = 90\%$ .

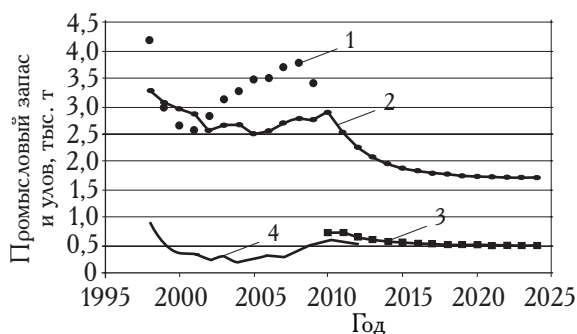
**Оценка рекомендуемой величины ОДУ.**

Общий допустимый улов рассчитывается по формуле:  $ОДУ_i = F_{MSY} B_i$ . При прогнозировании  $B_i$ , начиная с  $i = 2012$ , улов за предшествующий год принимается равным оценке ОДУ на этот год. Результаты оценки ОДУ и математического ожидания биомассы представлены в табл. 4 и на рис. 3.

На рис. 3 представлены ретроспективная и прогнозируемая динамика биомассы и ОДУ в условиях предложенного управления. Из графиков видно, что предложенная схема регулирования промысла приводит к стабилизации биомассы на уровне, близком к оптимально-

**Таблица 4.** Оценка ОДУ и биомассы в 2011–2020 гг.

| Год  | Биомасса, тыс. т | ОДУ, тыс. т | Год  | Биомасса, тыс. т | ОДУ, тыс. т |
|------|------------------|-------------|------|------------------|-------------|
| 2011 | 2525             | 742         | 2021 | 1729             | 508         |
| 2012 | 2247             | 661         | 2022 | 1722             | 506         |
| 2013 | 2077             | 611         | 2023 | 1716             | 505         |
| 2014 | 1966             | 578         | 2024 | 1712             | 503         |
| 2015 | 1890             | 556         | 2025 | 1709             | 502         |
| 2016 | 1838             | 540         | 2026 | 1706             | 502         |
| 2017 | 1800             | 529         | 2027 | 1705             | 501         |
| 2018 | 1774             | 521         | 2028 | 1703             | 501         |
| 2019 | 1754             | 516         | 2029 | 1702             | 500         |
| 2020 | 1740             | 512         | 2030 | 1702             | 500         |



**Рис. 3.** Динамика промысловой биомассы запаса минтая FSB (с 2011 г. — прогноз), полученная по производственной модели, общей биомассы по когортной модели Synthesis TSB [Антонов, 2011], официальные уловы и ОДУ (начиная с 2010 г.)

му в смысле обеспечения и большего улова в долгосрочной перспективе. На прогнозном участке отклоняются неслучайные величины биомассы и ОДУ, только их математические ожидания, поэтому флуктуации отсутствуют, поскольку их принципиально невозможно предсказать заранее, можно только оценить их дисперсию.

Из рисунка 3 видно, что управление согласно предложенному правилу регулирования позволило бы в 2010–2012 гг. получить более высокий улов по сравнению с фактическим. Оценки биомассы запаса, полученные по производственной модели, несколько ниже оценок, полученных по модели Synthesis. Различия объясняются тем, что в первом случае это оценка промыслового запаса, во втором — общего запаса.

**Оценка ОДУ (немодельный подход).** Для оценки ОДУ минтая на 2011–2012 гг. использовался также немодельный метод (раздел 5). Для оценки  $\beta$  было построено уравнение линейного тренда лог-рифмов индексов численности за последние пять лет наблюдения (2006–2010 гг.). Наклон тренда ( $\beta$ ) составил 0,029. Оценка  $ОДУ_{2011} = 744,9$  тыс. т. получена по формуле:

$$ОДУ_{2011} = C_{2010} (1 + 0,029),$$

где  $C_{2010}$  — фактический вылов за 2010 г., равный 723,6 тыс. т.

Индекс численности на 2011 г. рассчитан путём построения линейной регрессии  $U$  на ОДУ. Коэффициент  $\beta$  был пересчитан на период 2007–2011 гг. и составил 0,024. Оценка  $ОДУ_{2012} = 762,9$  тыс. т. получен по формуле:

$$ОДУ_{2012} = ОДУ_{2011} (1 + 0,024),$$

где  $ОДУ_{2011}$  — оценка ОДУ на 2011 г., равная 744,9 тыс. т.

### Выводы

Предположена процедура обработки промысловой информации от рыболовства на основе современной методологии обобщённых линейных моделей позволила получить ряд репрезентативных индексов численности и на его основе провести полный анализ системы «запас — промысел», обеспечивающий в конечном счёте оценку ориентиров управления и идентификацию параметров регулирования промысла. Результаты показывают, что текущее состояние запаса восточно-охо-томорского минтая и его прогнозируемое ближайшее перспективное состояние в условиях предложенного управления можно охарактеризовать как устойчивое, которое позволяет поддерживать промысел на уровне, близком к теоретическому максимуму годовой продуктивности запаса (MSY).

Работа поддержана грантом РФФИ 14-11-00687.

### ЛИТЕРАТУРА

- Антонов Н.П. 2011. Промысловые рыбы Камчатского края: биология, промысел. М.: Изд-во ВНИРО. 244 с.
- Бабаян В.К. 2004. Альтернативные методы оценки рекомендуемой интенсивности промысла при расчёте ОДУ // Рыбное хозяйство. Т. 4. С. 23–25.
- Бабаян В.К., Антонов И.Н., Михайлов А.И. 2011. Программный комплекс «Combi». Свидетельство об официальной регистрации программы для ЭВМ № 2011615622. Реестр программ для ЭВМ.
- Бабаян В.К., Воронков А.И., Васильев Д.А., Сергеев Н.П. 2006. Методические особенности обоснования ОДУ минтая в условиях неопределённости // Методические аспекты исследований рыб морей Дальнего Востока. Труды ВНИРО. Т. 146. М.: Изд-во ВНИРО. С. 13–36.
- Шунтов В.П., Дулепов Е.П. 1997. Современный статус, био- и рыбопродуктивность экосистемы Охотского моря // Комплексные исследования экосистемы Охотского моря. М.: Изд-во ВНИРО. С. 248–261.
- Babayán V., Kizner Z. 1988. Dynamic Models for TAC Assessment: Logic, Potentialities, Development //



Colln. Scient. Pap. Int. Commn. SE. Atl. Fish. 15 (I). P. 69–83.

Babayan V., Antonov I., Bulgakova T., Rolskiy A., Tretyakov I., Vasilyev D. 2012. The Assessment of Stock Status and Commercial Potential of Redfish in the Irminger Sea // NEAFC, AM 2012–37. 20 p.

McCullagh P., Nelder J. 1989. Generalized Linear Models. Second Edition. Boca Raton: Chapman and Hall / CRC. ISBN 0–412–31760–5.

Maunder M.N., Punt A.E. 2004. Standardizing Catch and Effort Data: A Review of Recent Approaches // Fisheries Research. V. 70. P. 141–159.

Butterworth D., Geromont H. 1997. Evaluation of a Range of Possible Simple Interim Management Procedures of the Namibian Hake Fishery // Report to the Ministry of Fisheries and Marine Resources. Namibia. 28 p.

Kell L.T., Mosqueira I., Grosjean P., Fromentin J.-M., Garcia D., Hillary R., Jardim E., Mardle S., Pastoors M.A., Poos J.J., Scott F., Scott R.D. 2007. FLR: An Open-Source Framework for the Evaluation and Development of Management Strategies // J. of marine sci. Vol. 64. № 4. P. 640–646.

NAFO. 2010. Report of the Working Group on Greenland Halibut Management Strategy Evaluation (WGMSE) / Serial No. 5866 NAFO/FC Doc. 10/30. 64 p.

Bentley N., Breen P.A., Starr P.J., Sykes D.R. 2002. Development and Evaluation of Decision Rules for Management of New Zealand Rock Lobster Fisheries // New Zealand Fisheries Assessment Report.

## ПРИЛОЖЕНИЕ

**СВОЙСТВА ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНОГО СЕМЕЙСТВА.** Статистическая оценка усилий с использованием метода GLM (если рассматривать её место в рамках процедуры MSE [Kell et al., 2007]) есть не что иное, как вариант модели наблюдений. Модель наблюдений — это статистическая гипотеза о распределении зависимой переменной. Обобщённая линейная модель предписывает распределение наблюдёмой величины только из экспоненциального семейства, общий вид которого задётся следующим образом [McCullagh, Nelder, 1989]:

$$\exp(u\eta - L(u) - G(\eta)). \quad (A.1)$$

Величина  $\eta$  называется предиктором модели. Все статистические моменты наблюдёмой величины будут функциями предиктора. Статистическая модель называется обобщённой аддитивной, если предиктор как функция

многих независимых переменных аддитивно факторизуется, т.е. представляет собой сумму функций одной переменной:

$$\begin{aligned} \eta(t; x_1, x_2, \dots, x_n; j_1 \dots j_m) = \\ = Y(t) + f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_n(x_n) + \\ + y_1(j_1) + y_2(j_2) + \dots + y_m(j_m). \end{aligned} \quad (A.2)$$

Независимые переменные могут пробегать как непрерывное, так и дискретное множество значений. В последнем случае переменные называются категориальными. В GLM принято предположение о линейной зависимости предиктора от непрерывных факторов:

$$\begin{aligned} \eta(t; x_1, x_2, \dots, x_n; j_1 \dots j_m) = \\ = Y(t) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \\ + y_1(j_1) + y_2(j_2) + \dots + y_m(j_m). \end{aligned} \quad (A.3)$$

Коэффициенты при факторах  $Y(t)$ ,  $\{\beta_k\}$ ,  $\{y_\rho(j_\rho)\}$  являются неизвестными параметрами, которые необходимо определить при настройке модели. Благодаря факторизации количества наблюдений значительно превышает число оцениваемых параметров, и именно поэтому статистика может быть применена.

В уравнении (A.1)  $L(u)$  есть взятая с обратным знаком функция правдоподобия (лог-рифт плотности вероятности) некоторого, достаточного произвольного распределения,

$$\exp(G(\eta)) = \int \exp(u\eta - L(u)) du$$

есть производящая функция моментов этого распределения. Таким образом, для всякого распределения, обладающего конечной производящей функцией моментов, можно построить содержащее его экспоненциальное семейство.

Экспоненциальное семейство имеет следующий вид, обладающий следующими характеристическими свойствами:

1. Зависимость между математическим ожиданием и линейным предиктором однозначно определяется обратной функцией связи:

$$\mu(\eta) E u = \frac{\partial G(\eta)}{\partial \eta} \varphi^{-1}(\eta).$$

2. Отклонения наблюдений от математического ожидания имеют вид:

$$\varepsilon_i = u_i - \mu(\eta_i).$$

3. Дисперсия (в общем случае — матрица ковариаций) является функцией линейного предиктора, значит, и математического ожидания:

$$D(u) = \partial_{\eta}^2 G(\eta) = \frac{\partial \mu(\eta)}{\partial \eta}.$$

4. Производящая функция моментов:

$$E \exp(tu) = \exp(G(\eta + t) - G(\eta)).$$

Для вычисления любого момента функции распределения достаточно соответствующее число раз продифференцировать в нуле производящую функцию:

$$M^{(n)} = \partial^n E \exp(tu) \Big|_{t=0}.$$

5. Уравнение регрессии определяется только функцией связи и имеет следующий вид:

$$\sum_i \varepsilon_i D(\eta_i) \frac{\partial \eta_i}{\partial \beta} = 0.$$

Это уравнение, в отличие от уравнения линейной регрессии, нелинейно относительно параметров. Уравнение линейной регрессии является частным случаем данного уравнения, когда функция связи линейна.

Перечисленные выше свойства экспоненциального семейства распределений обусловлены тем, что функция связи однозначно определяет вид распределения и все его моменты.

Поскольку многофакторная регрессия является частным случаем обобщенных линейных моделей (при линейной функции связи), то не более простым примером будет гипотеза о нормальном распределении независимой величины. В этом случае достаточно стандартно сведется к тривиальному усреднению. Действительно,

$$u \propto \exp\left(-\frac{(u - \eta)^2}{\sigma^2}\right).$$

$$\eta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i.$$

Предположим, что:

$$\eta = \eta_0 + \sum_k \beta_k x_k \quad (\text{A.4})$$

где  $x_k$  — факторы,  $\beta_k$  — параметры. Дифференцируя по параметрам функцию правдоподобия:

$$L \sim \sum_{i=1}^N (u_i - \eta_0 - \sum_k \beta_k x_k)^2,$$

легко получить хорошо известную систему регрессионных уравнений параметров модели:

$$\partial_{\beta_l} L = \sum_{i=1}^N (u_i - \eta_0 x_l - \sum_k \beta_k x_k x_l) = 0;$$

$$\partial_{\eta_0} L = \sum_{i=1}^N (u_i - \eta_0 - \sum_k \beta_k x_k) = 0.$$

Другой способ обобщения заключается в отквате квадратичной функции правдоподобия. Для этого перепишем функцию правдоподобия нормального распределения в виде:

$$L \sim (u - v)^2 = \frac{1}{2} u^2 - u\eta - \frac{1}{2} \eta^2.$$

Теперь сделаем функцию распределения произвольной по отношению к независимой переменной, но определённой по отношению к предиктору:

$$L(u, \eta) = L(u) - u\eta + G(\eta).$$

Функция  $G(\eta)$  определяется из условия нормировки:

$$\int \exp(-L(u, \eta)) du = 1 \forall \eta$$

или, что то же самое:

$$G(\eta) = \ln \int \exp(-L(u) + u\eta) du.$$

Дифференцирование функции правдоподобия приводит к уравнению:

$$\partial_{\eta} L = 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^N u_i = \partial_{\eta} G(\eta).$$

С другой стороны, с учётом:

$$\mu(\eta) = \partial_{\eta} G(\eta) = \frac{\int u \exp(-L(u) + u\eta) du}{\int \exp(-L(u) + u\eta) du} = Eu$$

вид функции связи однозначно определён видом распределения.

Для того чтобы завершить построение обобщенной линейной модели, достаточно

предположить линейную связь зависимой переменной и параметров в виде (А.4), тогда же рассматриваются переменные  $u$ ,  $\eta$  и  $x_k$  как скалярные, как векторные величины одной размерности.

Следует отметить, что распределение зависимой переменной в обобщенной линейной модели не является совершенно произвольным. Так, например, функция правдоподобия вида  $L \sim (u - \eta)^4$  не принадлежит классу обоб-

щенных линейных моделей, так как содержит члены вида  $u\eta^2$  и  $u^2\eta$ . Тем не менее, интерес к использованию обобщенных линейных моделей обусловлен более широким классом распределений моделируемой переменной, поэтому GLM можно успешно применять в том случае, если оценка по многофакторной регрессии несостоятельна, т.е. гипотеза о нормальном распределении зависимой переменной признается статистически недостоверной.

## Walleye Pollock of the East Part of the Okhotsk Sea Stock Size and TAC Assessment with the Use of «Rybolovstvo» Data Base

*V. Babayan, T. Bulgakova, D. Vasilyev, A. Mikhaylov, I. Antonov, G. Moiseenko*

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: vbabayan@vniro.ru

The potentials of the modern analytical approach to assessment of a total allowable catch (TAC) as the key fisheries management measure were demonstrated on the example of the stock of walleye pollock *Theragra chalcogramma* (Pallas 1814) in the East of the Okhotsk Sea. The database (DB) of the information system (IS) «Fishery» was used as an alternative source of the initial information for analysis. The observed catches per unit effort were converted into stock abundance indices. The main emphasis was placed on the following methodological issues: standardization of the observed values of catch per unit effort using generalized linear models (GLM), justifying the choice of the base model of the stock dynamics and the harvest control rule (HCR), risk analysis and other diagnostic procedures aimed to improve the efficiency of the aquatic biological resources management.

**Key words:** mathematical modeling, CPUE standardization, IS «Rybolovstvo», MSY concept, harvest control rule, Okhotsk sea, walleye pollock.

УДК 639.2.053.7

**Оценк объёмов неучтённого вылов***В.К. Бобылин, Д.А. Васильев, Т.И. Булгаков*

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО,  
г. Москва)  
e-mail: dvasilyev@vniro.ru

Рассмотрены различные методические подходы к оценке объёмов неучтённого вылова. Приведены результаты применения подхода, основанного на использовании динамических производственных моделей и данных по количеству конфискованных браконьерских сетей, для оценки неучтённого вылова русского осетра в Каспийском море.

**Ключевые слова:** неучтённые уловы, модели оценки запаса.

**ВВЕДЕНИЕ**

Влияние неучтённого вылова на оценку состояния запаса и перспектив промысла является одной из ключевых проблем как в международной, так и в отечественной практике регулирования рыболовства. Этому вопросу уделяется большое внимание в научных международных организациях. Так, например, в рамках Международного совета по исследованию моря (ИКЕС) при оценке состояния большинства запасов принимаются во внимание оценки неучтённого вылова, проводятся специальные исследования по разработке методологии оценки возможных объёмов неучтённого вылова. Неучтённый вылов не ходится в центре внимания также и международных рыболовных комиссий, так, например, как НАФО и НЕАФК.

Большинство методов оценки запаса основано на предположении, что имеющаяся информация об уловах является несмещённой, хотя и может содержать довольно значительные случайные ошибки. К сожалению,

это допущение выполняется далеко не всегда, и в практике взятые из промысловой статистики значения уловов, как правило, оказываются значительно ниже величин фактического вылова. Причиной этого кроется именно в неучтённых уловах, главной составляющей которых является нелегальный, или браконьерский, вылов. Использование в расчётх заниженных данных по уловам приводит к заведомо заниженным оценкам запаса, следовательно, и ОДУ. В этой связи разработке эффективных методов оценки неучтённого вылова и их использования в процедурах оценки состояния запаса отводится значительная роль в совершенствовании методологии современных ресурсных исследований.

**РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ**

В общем случае, когда данные по уловам неточны или неизвестны, можно использовать два подхода к оценке состояния запаса [ICES, 2006]. Первый подход реализуется с помощью методов, которые позволяют оценить величину

промыслового изъятия на основе дополнительной информации (помимо статистики официального вылова); второй основной метод, не требующий промысловой информации для получения относительных оценок численности и общей смертности.

Так, например, Апостолов и соавторы [Apostolaki et al., 2006] сравнили результаты, полученные при использовании детерминистских и вероятностных методов при оценке результатов применения альтернативных мер регулирования (например, пространственных, временных и размерных ограничений). В операционную модель вторично ввели дополнительный параметр, описывающий уровень неучтённых уловов, так же — в случае использования стохастической байесовской версии модели — априорное распределение для этого параметра.

А. Пейн и др. использовали производственную модель с возрастной структурой (ASPM) для оценки запаса тихоокеанского клыкача [Payne et al., 2005]. Для оценки параметров модели использовали данные по уловам на единицу усилия (CPUE) и размерному составу ярусных уловов. Модельная аппроксимация данных по CPUE показала, что предположительно могло быть объяснено значительными неучтёнными уловами. Однако другими причинами вполне могли быть изменения в коэффициенте улова и/или в естественной смертности. Качество модельного описания данных существенно улучшилось после введения в модель дополнительного параметра, представляющего собой величину неучтённых уловов в эти годы.

Е. Плагани использовал производственную модель с возрастной и пространственной структурой для оценки уровня браконьерства и экосистемных изменений на южнофризском промысле морского уха [Plagányi, 2004]. По нескольким районам улова вторично имелась информация, включающая данные по уловам на усилие на промышленном и спортивном промыслах, так же стандартизированные общие (для всех районов в совокупности) данные по коммерческому улову на усилие. Кроме того, использовали данные независимых учетных съёмов. Для оценки объёмов браконьерского вылова вторично ввели в модель новый ин-

декс — величину конфискованного нелегального улова на единицу «усилия полиции» (catch per unit «police effort» — далее CPUPPE). Этот подход позволяет оценить максимальный объём браконьерского изъятия по районам и годы, в которые этот показатель был максимальным в том или ином районе. Для остальных лет величину браконьерского изъятия оценивали с помощью тренда в CPUPPE.

Т. Дж. Питчер и др. подготовили обзор методов количественной оценки объёмов неофициального вылова [Pitcher et al., 2002]. Они так же разработали свой собственный метод, объединяющий все имеющиеся результаты исследований в данной области информации по неофициальным уловам, включая неопределённость в имеющейся информации и оценках. Их метод основан на использовании корректирующих множителей, основанных на сообщениях и блужданиях, опубликованной и иной информации. Неопределённость рассчитывалась с помощью метода Монте-Карло. Авторы утверждают, что их метод даёт возможность оценить объёмы неофициальных уловов при отсутствии прямых данных об интенсивности браконьерства.

С.Е. Порч и др. разработали пакет прикладных программ для оценки биологических ориентиров управления, состояния запаса и времени восстановления запаса, который не требует данных по уловам, так же данных по абсолютной численности запаса [Porch et al., 2006]. В основе пакета лежит производственная модель с возрастной структурой [ASPM; Hilborn, 1990; Restrepo, Legault, 1998], переработанная с учётом параметров, отнесённых к величине запаса до начала его коммерческой эксплуатации. Пакет реализован в рамках байесовской оболочки, что позволяет включить в анализ дополнительную информацию как из местных (т.е. совместного, или «перекрестного», анализа) и логических записей, так и из других источников. Расчёты строятся с состояния популяции до начала промысла, промысловая смертность и относительное пополнение моделируются как регрессионный процесс первого порядка с оценкой отклонений от него в те годы, в которые имеются информация позволяет это сделать. Для оценки промысловой смер-

ности требуются данные о величине индекса промыслового усилия.

Хэммонд и Трэнкель разработали подход, в рамках которого официальные объёмы выловов рассматриваются в качестве нижней границы реальных уловов [Hammond, Trenkel, 2005]. Подход был основан на производственной модели Шефер, уловы моделировались как интервал, который содержит интересующую нас величину. В второй модели величины уловов пропорциональны биомассе запаса и промысловому усилию:  $C_t = q_c E_t B_t \xi_t$ , где  $q_c$  — коэффициент улова в единицу промыслового усилия,  $E_t$  — промысловое усилие,  $B_t$  — оценка биомассы запаса, полученные по производственной модели,  $\xi_t$  — ошибка. В экспериментальном исследовании использовались бейсовский анализ, основанный на привлечении априорных распределений. Был исследован устойчивый характер модели относительно выбора верхней границы распределения фактических уловов. При расчётах в качестве нижней границы распределения фактических уловов принимались сообщённые (официальные) уловы, верхней — их удвоенные величины. Анализ показал, что в некоторых случаях официальные уловы могут быть занижены и приближаться к верхней границе распределения фактических уловов.

Другое направление оценки неучтённого вылова связано с использованием в когортных моделях данных по возрастной структуре уловов в виде долевого распределения численности возрастных групп, а не возрастного состава уловов в виде абсолютной численности, например в рамках модели ADAPT [Gavaris, van Eeckhaute, 1998]. Для настройки модели необходимо иметь индексы численности, величины уловов по годам промысла включаются в число неизвестных параметров модели. Для получения единственного решения необходимо либо использовать результаты съёмов в качестве абсолютных оценок биомассы (или численности) запаса, либо априорно задать величины годовых уловов хотя бы для нескольких лет. Авторы подчеркивают, что такой подход не может рассматриваться как метод оценки запаса, однако может быть полезным средством анализа устойчивости результатов применения модели относительно тех или иных допущений.

Дарби предложил модификацию модели ADAPT, названную им B-ADAPT [Darby, 2004]. Модель была использована во втором для оценки фактических уловов трески в Северном и Ирландском морях. Этот когортный подход строится на данных по возрастному составу официальных уловов и на результатах съёмов. Модель позволяет оценить расхождение между оценками численности запаса, полученными по данным о возрастном составе уловов, и оценками численности по результатам съёмов. Указанное расхождение оценивается по ступенчатому изменению в отскоке логарифма коэффициента улова в единицу промыслового усилия. Такое ступенчатое изменение в величине отскока подразумевает появление систематической ошибки в описании данных моделью, которое может быть обусловлено появлением существенных объёмов неучтённых уловов. Предположим, что исторические данные по возрастному составу уловов являются несмещёнными; что возрастная структура уловов в последние годы неизвестна, но общие объёмы вылова известны; также, что коэффициенты улова в единицу промыслового усилия при проведении учётных съёмов постоянны во времени. Тогда можно оценить годовые множители для официальных уловов, которые позволят получить оценки «реальных» объёмов вылова. По существу, в рамках этого метода оцениваются все «изъятия» из запаса (неофициальные уловы; потери за счёт более высокой естественной смертности, чем заложена в модель величина; отклонения в коэффициенте улова в единицу промыслового усилия во время съёмов; выбросы), которые не учитываются принятыми значениями естественной смертности, официальными уловами и имеющимися оценками выбросов, если только использовались. Эти «потери» не могут быть распределены по различным их источникам без привлечения дополнительной информации.

Определёнными возможностями восстановления влияния значения «реальных» уловов обладает модель Gadget [Subbey, Howell, 2006]. Эта модель позволяет включить в рассмотрение многие экосистемные факторы, каждый из которых можно разделить на компоненты: рифонирование (миграция из одного рифона в другой моделируются с помощью матриц) и трофические взаимодействия видов. Моде-

лируются отдельные биологические процессы внутри популяции (рост, созревание, пополнение), а также влияние промысла (одного или нескольких его видов). Структурно модель делится на 3 блока: имитационная модель экосистемы; статистический блок, в котором сравниваются наблюдаемые (входные) данные с результатами моделирования; блок алгоритмов оптимизации параметров модели. В силу большого количества параметров, используемых в модели, создается достаточно информативная избыточность для практической реализации попыток уточнить объемы вылов.

Для оценки неучтённого вылова иногда можно воспользоваться методами, не требующими промысловой информации, но позволяющими получить относительные оценки численности и общей смертности промысловых видов на основе лишь дополнительной информации (например, данных по возрастной структуре уловов учётной съёмки). Так, метод аппроксимации многолетних данных по возрастной структуре уловов моделью типа «year — class curve» [Cotter et al., 2004] состоит в решении системы уравнений, описывающих зависимость индекса численности возрастной группы поколения  $s$ ,  $n$ -летнего по результатам съёмки, как функцию от численности этого поколения в возрасте первого появления в уловах ( $R_{c,a(0)}$ ), от мгновенного коэффициента общей смертности ( $Z$ ) в интервале возрастов  $(0, \dots)$  и от коэффициента влияния смертности съёмки ( $k$ ). Систему уравнений решается относительно  $k$ ,  $Z$  и вектор  $R_{c,a(0)}$  в предположении, что выбранный для расчётов период коэффициенты общей смертности практически не меняются. Однако для получения хоть сколько-нибудь устойчивых оценок в рамках этого метода необходимо исключительно высокое качество данных по возрастной структуре уловов, взятых во время съёмки.

Среди других методов этой группы можно упомянуть двухкомпонентную дискретную модель биомассы BREM [Trenkel, 2007], в которой пополнение и чистая скорость роста биомассы (прирост минус общая смертность) рассматриваются как случайные величины. Для построения модели используются данные съёмки по индексам пополнения и индексам

биомассы всего запис. Кроме того, можно упомянуть модель SURBA [Needle, 2003], с помощью которой анализируются данные съёмки по возрастной структуре уловов с использованием сепаративного предположения (т.е. через возрастные и годовые компоненты) мгновенных коэффициентов не промысловой, общей смертности, а также подход на основе анализа временных рядов [Fruey, 2002].

Анализ примеров применения методов, основанных только на данных съёмки, как реальным и модельным данным позволяет сделать следующие выводы. Эти методы способны достаточно точно воспроизвести тенденции изменений запис лишь при наличии исходных данных высокого качества, свободных от номально выделяющихся значений (утлов). В противном случае рассматриваемые методы позволяют получить лишь относительные оценки величины запис.

В отечественной практике задача оценки объёмов неучтённого вылова имеет особое значение при оценке состояния запасов, в первую очередь, наиболее ценных видов рыб. Так, например, для оценки величины нелегального вылова сёмги в р. Умба использовалась имитационная модель моделирования [Алексеев и др., 2006]. Имитационная модель описывает структуру популяции: пополнение  $1+$  рассчитывалось по численности икры с помощью уравнения Рикера; молодь предстает в модели особями возрастной от  $2+$  до  $5+$ , все они в каких-то долях переходят в смолты, затем после периода морского нагула в реку приходят особи двух рас, формируя нерестовое стадо. При этом летняя сёмга нерестится в год  $i$ , осенняя — в год  $(i+1)$ . В модельных экспериментах с популяцией той структуры после определения ряда биологических параметров методом подбора оценивался тот коэффициент промысловой смертности, при котором уровень нерестового запис достигал реального уровня. Значения коэффициента промысловой смертности от легального промысла, вторые получили оценку нелегального вылова, составившую 72% осенней нерестовой группы.

Оценки объёмов неучтённого вылова крайне важны и при анализе состояния запасов промысловых рыб во внутренних водоёмах, где объёмы браконьерского вылова зачастую

исключительно велики. Для оценки неучтённого промыслового вылова в Волгоградском водохранилище вторы [Шуловский, Мосияш, 2003] воспользовались тем, что в истории промысла в данном водохранилище чётко выделяются два периода: до 1992 г. вылов досконально регистрировался и объём нелегально выловленной и неучтённой рыбы составлял не более 10–30% общего вылова, после 1992 г. браконьерский вылов стал катастрофически расти. Рассогласованными по общему вылову и улову промысловое усилие орудия лова, который является основным для длинного интервала лет (для Волгоградского водохранилища типичными орудиями лова являются сети), вторы строят зависимость между промысловым усилием и уловом усилие (к коэффициенту  $\beta$ ) для интервала лет с низким нелегальным выловом. Затем по найденным параметрам этой зависимости оценивают объёмы «реального вылова» для более поздних лет.

К сожалению, в настоящее время в сырьевых исследованиях объектов российского рыболовства методы оценки неучтённого вылова используются недостаточно широко. Специфика конкретных ситуаций, также объективная сложность и важность задачи диктуют необходимость проведения специализированных исследований в данной области. Оценка объёмов неучтённого вылова имеет, прежде всего, важное практическое значение, поскольку позволяет точнее оценить состояние запасов и дать более надёжные научные рекомендации по объёму допустимого промыслового изъятия.

Оценку объёмов неучтённых уловов в жилах при наличии любых промыслов, однако для типичных запасов, как в случае сибирских осетровых, для которых браконьерство стало одной из основных причин подрыва запасов, приведших к полному прекращению промысла в 2005 г., эта задача является ключевой. Отметим, что для сибирских осетровых проблем усугубляется низким качеством данных по возрастному составу уловов в реке и море (по результатам научного лова) и отсутствию надёжных данных по промысловому усилию нелегальном промысле до его прекращения. Дефицит необходимых данных значительно сужает диапазон возможных подходов к оценке неучтённого вылова и требует создания специализированных ме-

тодов, максимально полно использующих всю доступную информацию. В случае сибирских осетровых дополнительным источником полезной информации, включённую в анализ при решении рассматриваемой задачи, являлись документированные данные правоохранительных органов о количестве изъятых у браконьеров орудий лова.

Насколько можно судить, первой попыткой получить статистическую оценку объёмов браконьерского вылова в сибирского осетра сделано в работе [Бобылин и др., 2006], в которой удалось получить её с помощью регрессионной модели, формирующей зависимость между нелегальным выловом и количеством конфискованных правоохранительными органами сетей (общей их длиной). Сравнение статистических оценок условного промыслового запаса (полученного только по данным официального промысла) и оценок общего промыслового запаса по результатам съёмки дали возможность вплотную подойти к оценке масштабов браконьерства с привлечением к анализу его косвенных показателей: общей длины изъятых за год сетей (в км) и количества зафиксированных за год случаев браконьерства. Если отношение оценки всего промыслового запаса, рассчитанного инструментальным методом, к статистической оценке условного промыслового запаса, эксплуатируемого легальным промыслом, обозначить  $K$ , то зависимость  $K$  от предлагаемых показателей браконьерства удалось описать уравнениями линейной регрессии. Для оценки коэффициентов этих уравнений был использован метод минимизации квадратичных остатков, позволяющий получить более робастные оценки по сравнению с традиционным методом наименьших квадратов (МНК). Для каждого показателя браконьерства были рассмотрены два варианта регрессий: с оцененным свободным членом и со свободным членом, равным единице. Второй вариант регрессионных зависимостей, проходящих через точку  $(0,1)$ , основан на допущении, что при нулевом значении показателя браконьерства условный промысловый запас официального промысла становится равным общему промысловому запасу.

Приняв допущение, что легальный вылов ( $C_{\text{лег}}$ ) относится к величине условной чести



з п с , эксплу тируемой лег льным промыслом ( $B_{\text{лег}}$ ), к к ф ктический улов ( $C_{\text{ф кт}}$ ) — к величине всего з п с ( $B_{\text{ф кт}}$ ), можно получить простое выр жение для приближенной оценки бсолютной величины ф ктического вылов :

$$C_{\text{ф кт}} = C_{\text{лег}} \cdot B_{\text{ф кт}} / B_{\text{лег}}. \quad (1)$$

Объём неучтённого вылов н ходится к к р зность между ф ктическим и лег льным улов ми:

$$C_{\text{бр к}} = C_{\text{ф кт}} - C_{\text{лег}}. \quad (2)$$

В н шей более поздней р боте [Б б ян и др., 2008] было использо вано допущение о постоянстве шт тного сост в сотрудников контролирующих орг нов и н ходящихся в их р споряжении пл всредств и другого служебного оборудов ния в течение всего р ссм трив емого период . Это позволило р ссм трив ть д нные ежегодной офици льной отчётности об общей длине конфисков нных сетей в к честве индекс «бр коньерского промыслового усилия». Приняв т кую интерпрет цию длины конфисков нных сетей и р спол г я ст тистикой офици льного вылов , т кже воспользов вшись оценк ми биом ссы з п с , полученными по результ т м тр диционных морских тр ловых съёмок, для решения з д чи оценки бр коньерского вылов н ми был использо вана методология дин мического продукционного моделиров ния [Б б ян, 2006; Babayan, Kizner, 1988; Babayan, Kizner, Vasilyev, 1988; Babayan, Kizner, Matushansky, 1989].

Согл сно теореме Р ссел промысловый з п с в н ч ле ( $y+1$ )-го год можно предст вить в виде:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} + R_{(y)} + W_{(y)} - D_{(y)} - [C_{\text{бр}(y)} + C_{(y)}], \quad (3)$$

где  $R$  — пополнение з п с ;  $W$  — изменение биом ссы з п с з счёт весового рост особей;  $D_{(y)}$  — убыль от естественных причин;  $C_{\text{бр}}$  и  $C_{(y)}$  — бр коньерский и офици льный вылов соответственно.

Выр зив приб вочную продукцию з п с к к результ т совместного действия всех природных ф кторов с помощью функции популяционного рост :

$$G = R_{(y)} + W_{(y)} - D_{(y)}$$

получим:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} + G_{(y)} - C_{\text{бр}(y)} - C_{(y)}. \quad (4)$$

Если для простоты предположить, что функция  $G$  предст вляет собой линейную функцию среднегодовой биом ссы з п с  $B$ , то ур внение (4) можно з пис ть в виде:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} + rB_{(y)} - C_{\text{бр}(y)} - C_{(y)}, \quad (5)$$

где  $r$  — коэффициент пропорцион льности, форм льно соответствующий внутренней скорости популяционного рост в более строгих моделях рост .

Выбор линейной з висимости прирост биом ссы от величины биом ссы обусловлен тем, что в н шем случ е имеющиеся у н с д нные по индекс м бр коньерств соответствуют периоду времени, когд биом сс з п с н ходил сь н весьм низком уровне, менясь при этом в весьм небольшом ди п зоне. В т ких условиях нет возможности по имеющимся д нным оценить п р метры более сложного з кон рост (н пример, логистического). С другой стороны, при м лом ди п зоне изменений п р метр (в д нном случ е — биом ссы з п с ) люб я гл дк я функция от этого п р метр дост точно хорошо ппроксимируется линейной з висимостью. Естественно, в случ ях, когд имеющиеся д нные описыв ют дост точно длительный период, н котором имели место зн чительные изменения з п с (т.е. в д нных хорошо предст влен информ ция об симптотических п р метр х з кон рост ), целесообразно использо ть другой з кон популяционного рост , более декв тный биологии р ссм трив емого з п с .

Полученное ур внение в теории рыболовств принято н зыв ть моделью процесс . Для з вершения построения модели дин мики з п с определим ур внение связи (или модель н блюдация) между н блюд емой величиной (уловом н усилие) и величиной р счётной (биом ссой з п с ).

Согл сно сдел нному допущению длину конфисков нных сетей р ссм трив ем в к честве индекс «бр коньерского усилия»,  $E_{\text{бр}}(y)$ . Если теперь ввести в р ссмотрение коэффициент ул влив емости для бр коньерского промысл  $q_{\text{бр}} = \text{const}$ , то, в соответствии с опре-

делениями улов к к функции промысловой смертности ( $F$ ) и средней биом ссы з п с ( $B$ ) и промысловой смертности к к функции промыслового усилия, бр коньерские уловы (в ве-совом выр жении) н единицу бр коньерского усилия будут пропорцион льны среднегодовой биом ссе з п с  $B_{(y)}$  (предположим, что он приблизительно р вн биом ссе з п с , оцененной по съёмк м в середине год ) з выче-том половины биом ссы уловов офици льного промысл  $C_{(y)}$  (в предположении, что к сере-дине год изым ется примерно половин офици льного улов ):

$$C_{бр(y)} / E_{бр(y)} = q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]. \quad (6)$$

Систем ур внений (5) (модель процесс ) и (6) (модель н блюдения) предст вляет со-бой нест цион рную модель дин мики з п с , для идентифик ции которой дост точно опре-делить дв п р метр ,  $q$  и  $r$ .

Если биом ссу з п с н н ч ло год  $y$  вы-р зить через средние зн чения биом ссы з п с в предыдущий ( $y - 1$ ) и текущий ( $y$ ) годы,

$$B_{0(y)} = [B_{(y-1)} + B_{(y)}] / 2, \quad (7)$$

бр коньерский вылов — через усилие  $E_{бр}$ , коэффициент ул влив емости  $q$  и среднюю биом ссу з п с  $B$  (см. (6)),

$$C_{бр(y)} = qE_{бр(y)}[B_{(y)} - C_{(y)} / 2], \quad (8)$$

и выр жения (7) и (8) подст вить в р венство (5), то модель сведется к одному ур внению:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} + rB_{(y)} - C_{(y)} - q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]E_{бр(y)}. \quad (9)$$

В общем случ е оно является стох стиче-ским, поэтому дополняется п р метром  $\varepsilon(y)$ , случ йной ошибкой процесс :

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} - C_{(y)} - q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]E_{бр(y)} + rB_{(y)} + \varepsilon(y). \quad (10)$$

Для оценки п р метров модели необходимо определить (или з д ть) з кон р спределения ошибки  $\varepsilon(y)$ . В н шем случ е н иболее опр в-д нным выбором является логнорм льное р с-пределение.

После н хождения оценки коэффициен-т ул влив емости нез конного промысл ( $q$ )

годовые объёмы бр коньерского вылов  $C_{бр(y)}$  р ссчитыв ются по формуле:

$$C_{бр(y)} = qB_{(y)}E_{бр(y)}. \quad (11)$$

К к пок з ли р счёты, до 1998 г. объёмы бр коньерского вылов хотя и были сопост -вимы с офици льными улов ми, одн ко в це-лом их не превыш ли. После 1998 г., н фоне постепенного снижения офици льных уловов, объёмы нез конного вылов зн чительно воз-росли, превыш я офици льные в последние годы существов ния офици льного промысл в 15–20 р з.

Интересно отметить, что сходные оценки превосходств нелег льного вылов н д лег-льным были получены и для зовских осе-тровых [Реков, 2003] н основе н лиз мно-голетних д нных о дин мике з п сов зовских осетровых, промысловом возвр те и естествен-ной убыли. Согл сно этим оценк м промы-словый вылов зовской севрюги был превышен в 10 р з, осетр — в 30 р з.

## Выводы

Т ким обр зом, теоретически з д ч оцен-ки неучтённых уловов может быть решен в р мк х р зличных методов и моделей теории рыболовств . Гл вным условием её успешного решения является н личие дополнительной информ ции о з п се и промысле, котор я по-зволяет избеж ть priori неприемлемого до-пущения о несмещённости офици льных д н-ных по улов м. Оконч тельный выбор метод оценки определяется сост вом и к чеством до-ступной информ ции.

## ЛИТЕРАТУРА

- Алексеев М. Ю., Зубченко А. В., Криксунов Е. А. 2006. Применение имит ционного моделиров ния для оценки величины нелег льного вылов семги (*Salmo Salar*) в реке Умб // Вопросы рыболов-ств . Том 7, № 2 (26). С. 318–325.
- Б б ян В.К. 2006. Стр тегии упр вления рыболов-ством с помощью ОДУ // Перв я междун родн я н учно-пр ктическ я конференция «Повышение эффективности использо вания водных биологиче-ских ресурсов». М.: Изд-во ВНИРО. С. 39–41.
- Б б ян В.К., Булг ков Т.И., В сильев Д.А., Ко-тенёв Б.Н., Вл сенко А.Д., Зыков Г.Ф., К р-пюк М.И., Ром нов А.А., Ход ревск я Р.П. 2006. Методические рекоменд ции по обоснов -

- нию общих допустимых уловов (ОДУ) к спийских осетровых // Н учно-технические и методические документы «Изучение экосистем рыбохозяйственных водоёмов, сброс и обр ботк д нных о водных биологических ресурс х, техник и технология их добычи и перер ботки». Вып. 4. М.: Изд-во ВНИРО. 60 с.
- Б б ян В.К., Бул ков Т.И., В сильев Д.А. 2008. Модельный подход к оценке неучтённого вылов к спийских осетровых // М тери лы Междун - родной н учно-пр ктической конференции «Комплексный подход к проблеме сохр нения и вос- стовления биоресурсов К спийского б ссейн » (13–16 октября 2008 г., Астр х нь). Астр х нь: Изд-во К спНИРХ. С. 36–40.
- Реков Ю.И. 2004. Р зр ботк методов и подходов к оценке неучтённого изъятия осетровых рыб // М тери лы II междун родного семин р «Методы оценки з п сов осетровых и определения их ОДУ» (13–15 вгуст 2003 г., Астр х нь). С. 109–110.
- Ш шуловский В.А., Мосияш С.С. 2003. Опыт оценки неучтённого промыслового вылов рыбы (н примере Волгогр дского водохр нилищ ) // Рыбное хозяйство. Вып. 4. С. 44–46.
- Apostolaki P., Babcock E.A., McAllister M.K. 2006. Contrasting Deterministic and Probabilistic Ranking of Catch-Quotas and Area/Size-Based Fisheries Management // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 63. P. 1777–1792.
- Babayan V.K., Kizner Z. 1988. Dynamic Models for TAC Assessment: Logic, Potentialities, Development // ICSEAF Colln. scient. Pap. int. Commn. SE. Atl. Fish. 15 (1). P. 69–83.
- Babayan V., Kizner Z., Vasilyev D. 1988. Application of the New Version of the Dynamic Production Model to CPUE Prediction and TAC Assessment (with special reference to Cape hake stocks in Divisions 1.3+1.4) // Colln. scient. Pap. int. Commn. SE. Atl. Fish. 15 (1). 14 p.
- Babayan V.K., Kizner Z., Matushansky M. 1989. Notes on Modification of a Dynamic Production Model // ICSEAF/89/Meth/7. 3 p.
- Clarke S.C., McAllister M.K., Kirkpatrick R. C. 2009. Estimating Legal and Illegal Catches of Russian Sockeye Salmon from Trade and Market Dat // ICES Journal of Marine Science. № 66. P. 532–545.
- Cotter A.J.R., Burt L., Paxton C.G.M., Fernandez C., Buckland S.T., Pan J.-X. 2004. Are Stock Assessment Methods Too Complicated? // Fish and Fisheries. № 5. P. 235–254.
- Darby C.D. 2004. Estimating Systematic Bias in the North Sea Cod Landings Data // Working Document to the ICES Working Group on the Assessment of Demersal Stocks in the North Sea and Skagerrak, 7–16 September 2004.
- Fryer R.J. 2002. TSA: Is It the Way? // Appendix D in report of Working Group on Methods on Fish Stock Assessment. ICES CM 2002/D:01.
- Gavaris S. 1988. An Adaptive Framework for the Estimation of Population Size // Can. Atl. Fish. Sci. Adv. Comm. (CAFSAC) Res. Doc. 88/29. 12 p.
- Gavaris S., van Eeckhaute L. 1998. Diagnosing systematic errors in reported fishery catch. In Fishery Stock Assessment Models / Ed. by F. Funk, T.J. Quinn II, J. Heifetz, J.N. Ianelli, J.E. Powers, J.F. Schweigert, P.J. Sullivan, and C.— I. Zhang // Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-98-01, University of Alaska Fairbanks. P. 399–412.
- Hammond T.R., V.M. Trenkel. 2005. Censored Catch Data in Fisheries Stock Assessment // ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil. 62 (6). P. 1118–1130.
- Hilborn R. 1990. Estimating the Parameters of Full Age-Structured Models from Catch and Abundance Data // Bull. Int. N. Pac. Fish. Commn. № 50. P. 207–213.
- ICES. 2006. Report of Working Group on Methods of fish stock assessment (WGMG). 21–26 June 2006, Galway, Ireland. ICES CM 2006/RMC:07. 83 p.
- Needle C.L. 2003. Survey-based Assessments with SURBA // Working Document to the ICES Working Group on Methods of Fish Stock Assessment. 29 January — 5 February 2003, Copenhagen.
- Payne A.G., Agnew D.J., Brandão A. 2005. Preliminary Assessment of the Falklands Patagonian toothfish (*Dissostichus eleginoides*) Population: Use of Recruitment Indices and the Estimation of Unreported Catches // Fish. Res. № 76. P. 344–358.
- Pitcher T.J., Watson R., Forrest R., Valtýsson H. and Guénette S. 2002. Estimating Illegal and Unreported Catches from Marine Ecosystems: A Basis for Change // Fish and Fishery. № 3. P. 317–339.
- Plagányi E.E. 2004. Walking the Bridge from Single- to Multi-Species Approaches in Southern African Fisheries Management. PhD thesis, University of Cape Town. 460 p.
- Plagányi E.E., Butterworth D.S. (in preparation). A Spatial- and Age-Structured Assessment Model to Estimate Poaching and Ecosystem Change Impacting the Management of South African Abalone (*Haliotis midae*).
- Porch C.E., Eklund A.-M., Scott G.P. 2006. A Catch-Free Stock Assessment Model with Application to Goliath Grouper (*Epinephelus itajara*) off Southern Florida // Fish. Bull. № 104. P. 89–101.
- Restrepo V.R., Legault C.M. 1998. A Stochastic Implementation of an Age-Structured Production Model. In Fishery Stock Assessment Models / Ed. by F. Funk, T.J. Quinn II, J. Heifetz, J.N. Ianelli, J.E. Powers, J.F. Schweigert, P.J. Sullivan, and C.— I. Zhang // Alaska Sea Grant College Program Report

- No. AK-SG-98–01, University of Alaska Fairbanks. *Trenkel V.M.* 2007. A Biomass Random Effects Model (BREM) for Stock Assessment Using Only Survey Data: Application to Bay of Biscay Anchovy // ICES CM 2007/O:03.  
P. 435–450.
- Subbey S., Howell D.* 2006. Simulating Missing Catches Using a Gadget Model // ICES AFWG 2006, WD 24.

## Estimation of Unaccounted Catch Values

*V. Babayan, D. Vasilyev, T. Bulgakova*

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: [dvasilyev@vniro.ru](mailto:dvasilyev@vniro.ru)

Various analytical approaches to estimation of unaccounted catch values are considered. The results of application of the approach based on dynamic production models and data on amount of confiscated illegal gill nets for estimation of unaccounted catch of Caspian sturgeon are presented.

**Key words:** unaccounted catches, stock assessment models.

УДК 595.384.2–152.6

Оценк состояния з п с к мч тского кр б  
(*Paralithodes camtschaticus*) в российских вод х  
Б ренцев моря в 1994–2011 гг.

С. В. Б к нев

Полярный н учно-исследов тельский институт морского рыбного хозяйств и оке ногр фии  
(ПИНРО, г. Мурманск)  
e-mail: bakanev@pinro.ru

Для оценки численности к мч тского кр б в Б ренцевом море использов л съ стох стическ я версия когортной модели CSA [Zheng et al., 1997], д нными для неё послужили уловы, полученные по результ т м тр ловых и ловушечных съёмов, т кже д нные о производительности промысл . В н стоящее время состояние промысловой ч сти б ренцевоморской популяции к мч тского кр б не является критическим. Одн ко сильное д вление промысл нег тивно ск з лось н биологических и промысловых пок з телях популяции в 2008–2009 гг.

**Список используемых сокр щений:** ОДУ — общий допустимый улов, РЭЗ — российск я экономическ я зон , ФГБУ — федер льное госуд рственное бюджетное учреждение, CSA — catch survey analysis, LBA — length-based analysis, LPUE — landings per unit effort, GLM — generalized linear model, GAM — generalized additive model.

**Ключевые слов :** к мч тский кр б, оценк з п с , динамик численности, Б ренцево море.

### ВВЕДЕНИЕ

Оценк состояния з п с к мч тского кр б (*Paralithodes camtschaticus*) в Б ренцевом море основыв ется н ре лиз ции тр диционных методов определения продуктивности популяции. В основе оценки леж т б зовые постулаты теории рыболовств , в соответствии с которыми выполняется р счёт ОДУ. В то же время биологические и экологические особенности жизнедеятельности к мч тского кр б и история его появления в Б ренцевом море вынужд ют отходить от лгоритмов, тр диционно используемых при оценке з п сов гидробионтов. Во-первых, сложность определения возраст р кообр зных не позволяет исполь-

зов ть преимуществ моделей, основ нных н оценке численности поколений. Во-вторых, х р ктер рост численности искусственно созд нной популяции з трудняет использование принципов упр вления, основ нных н динамическом р вновесии системы «окруж ющ я сред — з п с — промысел». В-третьих, н эт пен ч л промысловой эксплу т ции з п с возник ют трудности интерпрет ции связи биологических п р метров популяции с промысловыми пок з телями.

В н стоящее время процедур оценки численности к мч тского кр б в Б ренцевом море учитыв ет все вышеизложенные спекты, одн ко с ми лгоритмы по сей день

подвергаются изменениям. Причины таких изменений связаны, прежде всего, не со стремлением усовершенствовать методический алгоритм процедуры, с необходимостью учитывать меняющееся качество и объём исходных данных, полученных в ходе исследований. Сокращение объёмов исследований и нарушения в методике проведения съёмок стали причиной пересмотра в 2010–2011 гг. существующих процедур оценки численности к мч тского крб.

В связи с этим в настоящее время применяются основные методы оценки численности к мч тского крб в РЭЗ Баренцева моря в 1994–2011 гг. с учётом методологических изменений последних двух лет. На основе данных промысловых и результатов научных съёмок делается оценка состояния запасов к мч тского крб, также анализируется влияние качества исходных данных на моделируемую численность.

#### МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

В настоящее время оценка запасов проводится в пределах следующих промысловых районов Баренцева моря, прилегающих к полуостровам Кольский и Канин (рис. 1): Рыбчья (1), Кильдинская (2) и Канинская (6) банки, Мурманское мелководье (5), Западный и Восточный Прибрежные районы (3, 4) и Канино-Колгуевское мелководье (7). Площадь квоты составляет 103 тыс. км<sup>2</sup>.

Для оценки состояния запасов использовались результаты научных траловых, ловушечных, ловушечно-водолазных съёмок к мч тского крб, также данные промысловой статистики, полученные в 1994–2011 гг.

Промысловые данные получены посредством научных судовых суточных донесений ФГБУ «Центр системы мониторинг рыболовства и связи». В каждом сообщении учитывались информация о промысловых операциях согласно судовому журналу. Данные статистики использовались для анализа объёмов официально зарегистрированного вылова, поступившего в промпереводку, производительности лов (landings per unit effort, LPUE), количества усилий по промысловым полигонам и основным районам.

Данные научных съёмов в промысле использовались для измерения и половозрелого состава уловов, биологического состояния к мч тского крб в квоте промысла, также для определения объём выбросов.

Научно-исследовательские съёмки до 2009 г. служили основой для оценки запасов по биологической модели. Однако последние два года точность оценок индексов подверглась серьёзной критике из-за нарушения сроков проведения съёмок, также в связи с ограниченной зоной покрытия трала. С 2009 г. оценка индексов численности по траловой съёмке является дополнитель-

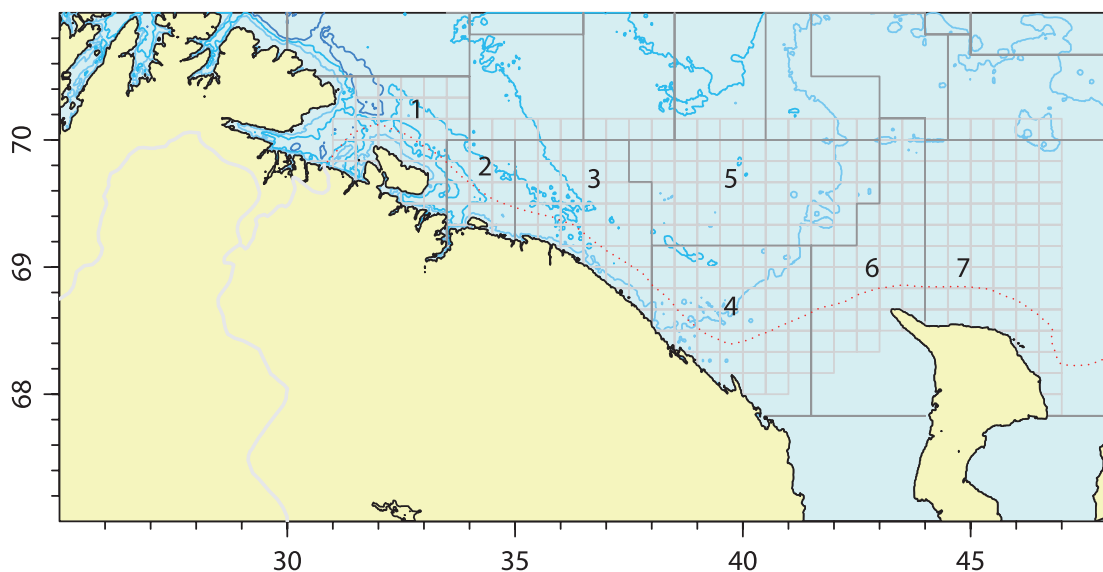


Рис. 1. Карта-схема районов исследований тельских съёмок к мч тского крб в российских водах Баренцева моря (пунктирная линия — граница 12-мильной зоны)

ной, тогда как данные о LPUE — основными показателями состояния запаса. С 1994 по 2006 гг. проводились дополнительные траловые исследования в весенний период с целью изучения нерестовых миграций краба. С 2007 по 2010 гг. проводился экспериментальный ловушечный съём краба, который по техническим причинам не осуществлялся в 2011 г. С 2008 г. проводятся ловушечные и водозонные исследования в прибрежной зоне полуостровов Кольский и Книн, которые служат дополнительным источником оценки состояния запаса. Индексы численности по съёмкам рассчитывались двумя способами. Основным методом оценки индексов — метод площадей (*swept-area method*) [Cochran, 1963]. Кроме того, используются геостатистический анализ вариogram и кригинг [Rivoirard et al., 2000], которые применялись в основном для визуализации распределений камчатского краба в период съёмки.

Для стандартизации индекса LPUE использован метод обобщённых линейных и аддитивных моделей (GLM — *generalized linear model*, GAM — *generalized additive model*), где в качестве зависимой переменной выбран параметр уловов и усилие, предикторами служили факторы год (2007–2011), месяц, тип ловушки (тралевидные, прямоугольные, конусные) и район промысла.

Индексы численности по съёмке и стандартизированный LPUE используются в качестве входных данных для модели CSA. CSA (*catch survey analysis*) является частным случаем LBA (*length-based analysis*) и используется в том случае, когда численность популяции мала для получения качественных данных по размерному составу. Модель была разработана мериканскими учёными для небольших запасов королевских крабов с относительно низкими уловами в ходе ежегодных съёмок [Zeng et al., 1997; Бекнев, 2003]. Деление размерные группы основывается на особенностях биологии и промысла крабов семейства Lithodidae, в которое входит камчатский краб. Промысловая часть популяции в году  $t$ , состоящая из крупных самцов, делится на две группы: *рекруты* и *пострекруты*. Рекруты — это крабы с новым карapasом, пополнявшие промысловый запас в году  $t$ . Постре-

круты — крабы, пополнявшие промысловый запас в году  $t-1$  и ранее. В качестве пополнения промыслового запаса в году  $t+1$  принимается численность пререкрутов в году  $t$  с учётом естественной смертности.

Отношение этих индексов к абсолютной численности обозначилось дифференцированными коэффициентами влияния для каждого индекса численности и LPUE. Алгоритмы вычисления, моделирование и диагностика были реализованы в программе OpenBUGS (<http://www.openbugs.info>).

**РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ.** Результаты моделирования показали значительный рост промысловой численности камчатского краба в 1994–2003 гг. и её постепенное снижение с 2005 г. (рис. 2). Относительно высокая численность пререкрутов в 2006–2007 гг. обеспечила пополнение промыслового запаса рекрутами, численность которых в 2007–2008 гг. возросла. Однако вступление в промысловый запас нового поколения не смогло в 2009 г. компенсировать убыль крабов старших возрастов (пострекрутов), некоторый рост численности начался вновь отмечаться с 2010 г. Максимально высокое пополнение в 2001 г. стало причиной значительного увеличения промысловой численности. Увеличение пополнения, отмеченное в 2006–2007 гг., не смогло остановить тенденцию к снижению численности промыслового запаса. Вместе с тем, снижение выловов в 2008–2011 гг. и увеличение пополнения в 2010 г. повлияли на изменение негативных тенденций в динамике численности промыслового запаса в 2011 г.

Прогноз численности промыслового краба на 2012–2016 гг. и выбор ОДУ на 2012 г. был выполнен с учётом нескольких вариантов возможного вылова и уровня пополнения. На рис. 3 показаны варианты динамики запаса при различных уровнях пополнения и возможного вылова. Пополнение задано в нескольких вариантах: на уровне последнего года, среднее геометрическое за 3 последних лет, среднее геометрическое за 10 последних лет и минимальное на уровне среднего пополнения за 10 последних лет.

Кроме того, учитывалось несколько вариантов вылова. Первый — это гипотетическая ситуация, когда вылов отсутствует, т.е. очевид-

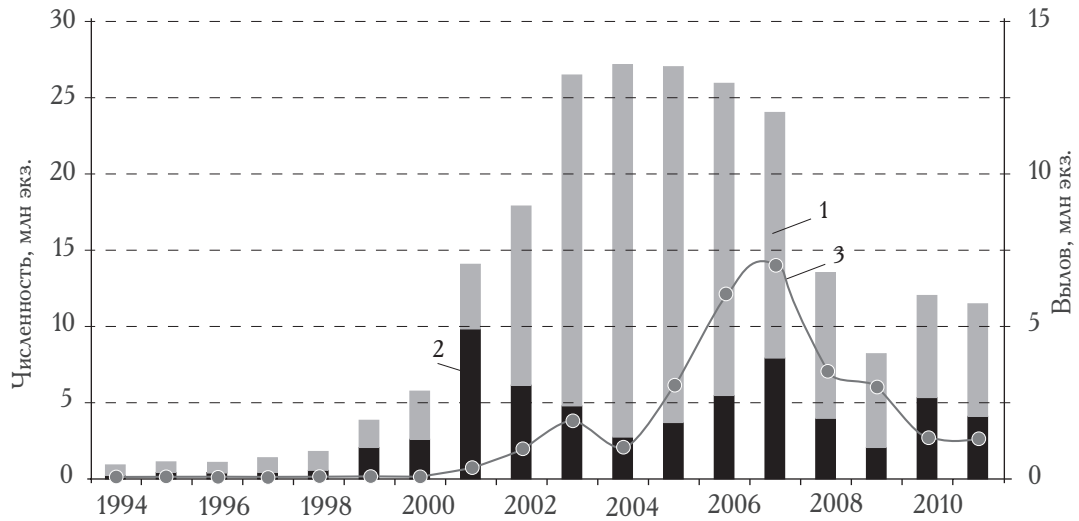
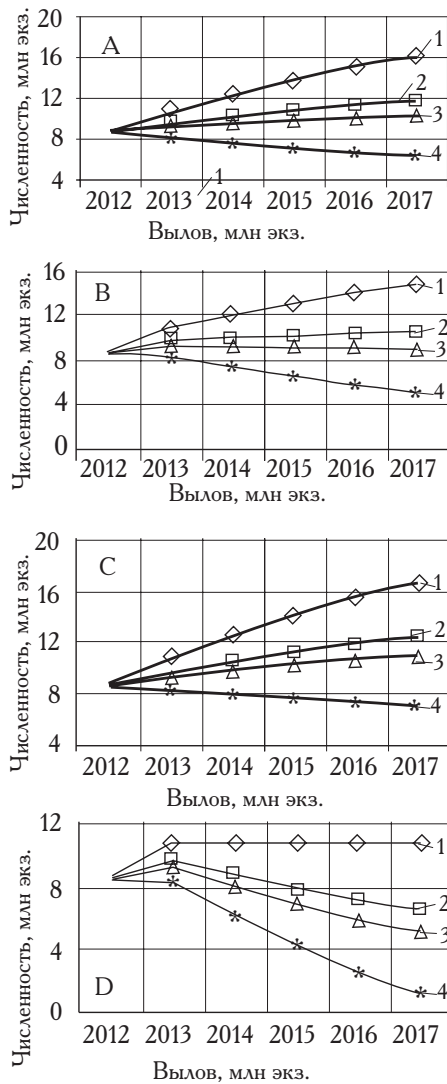


Рис. 2. Динамика численности и промыслового вылова кочковода в Баренцевом море в 1994–2011 гг. (сплошная линия) — численность по модели CSA, (столбчатая диаграмма) — вылов.



но, что динамика численности при этом в прогностические годы с мая оптимистическая. Второй и третий варианты — ОДУ, рекомендованные в 2010 и 2012 гг. Для сравнения график приведены динамика изменения численности при выловах, превышающих рекомендованный вылов (3 млн экз.). При вылове в 3 млн экз., т.е. фактически в два раза превышающий рекомендованный, риск снижения численности в последующие годы достиг точно велик.

Для определения ОДУ в прогностические годы, в настоящее время не используются биологические ориентиры управления. Продолжительность существования популяции кочковода в Баренцевом море крайне мала, её динамика нестабильна. В настоящее время оценка динамики численности искусственно созданной популяции не может стать основой для выбора тех или иных критериев управления. Тем не менее, критерием благополучного существования численности в 2012–2015 гг. мы условились считать наличие положительной динамики его численности. Рост численности в прогностические годы обеспечил бы восст-

Рис. 3. Прогноз динамики численности кочковода в Баренцевом море при различной величине годового вылова (млн экз.) в 2012–2017 гг. и пополнения: а) уровня 2011 г. (А), среднего арифметического из 3 последних лет (В), из 10 последних лет (С) и минимального уровня из последних 10 лет (D)



новление запаса до среднееголетнего уровня и успешную его последующую эксплуатацию в максимальных объёмах, как это и было в 2006–2007 гг.

С учётом того критерия (наличие положительной динамики численности) был проведён риск-анализ. На рис. 4 показаны уровни риска, т.е. вероятность снижения запаса в последующие годы при определённом уровне вылова. Очевидно, что риск снижения будет достаточно велик, если вылов будет максимальный. Если ежегодно изымать при вылове порядка 3 млн экз., то риск снижения запаса будет чуть более 50%. Если же полностью прекратить промысел, то риск снижения сохранится, но он будет на минимальном уровне — порядка 20%. Резкое снижение риска при изъятии, рекомендованном в 2010 и 2012 гг., минимально и составляет 5%.

Таким образом, текущий уровень информации об обеспеченности позволяет дать научно обоснованный прогноз численности и ОДУ камчатского краба в Беринговом море на краткосрочную перспективу. Результаты прогноза висят главным образом от выбранной величины пополнения в прогностические годы.

В начальный период оценки запаса камчатского краба в Беринговом море моделирование численности основывалось на учёте ежегодного вылова и данных траловых съёмок. Учитывая, что время проведения съёмки год от года менялось (см. рис. 2), полученные индексы численности в рывровли в широких пределах, существовала необходимость использования дополнительных источников информации о динамике запаса. Очевидно, что тем самым источником могли стать показатели среднегодовой производительности промысла, а также дополнительные исследовательские съёмки.

Анализ промысловой статистики продемонстрировал, что с 2007 г. показатели промысла могут быть использованы в качестве индексов численности, отражающих динамику промыслового запаса. Поскольку до 2007 г. промысел камчатского краба переживал период снижения, его статистические показатели имели тогда высокую вариативность, экспертные оценки ННН-промысла дали низкое соответствие официальным данным и фактическим

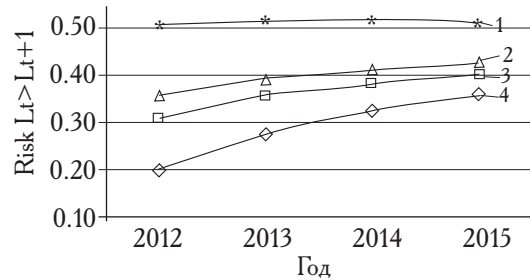


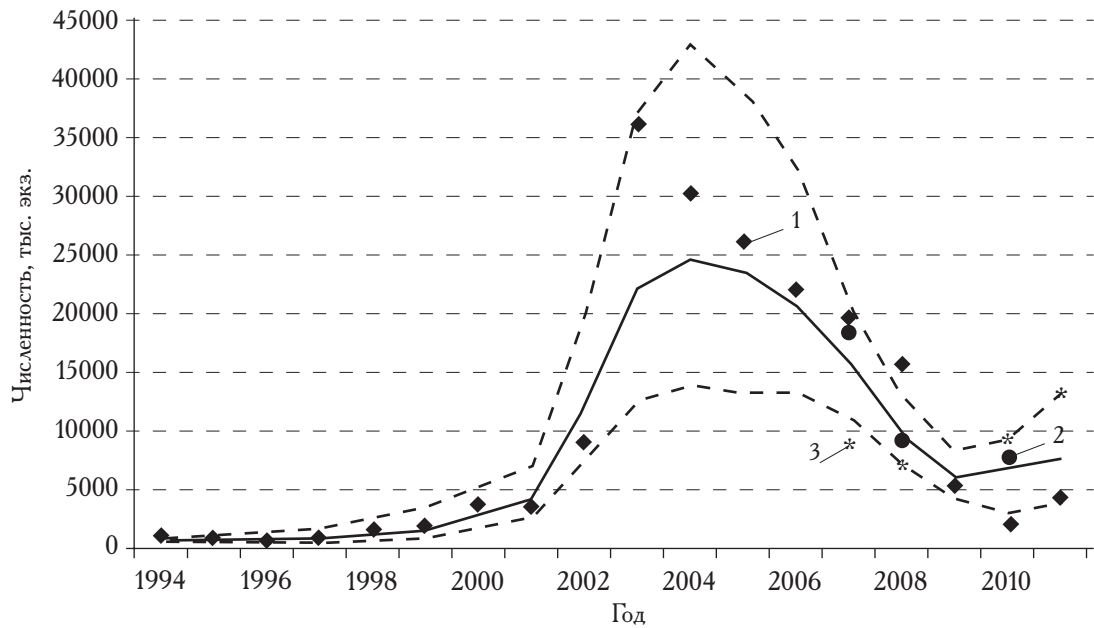
Рис. 4. Риск снижения промыслового запаса ниже уровня предыдущего года при различных уровнях эксплуатации в 2012–2015 гг.

показателями. В 2010 г. в модельные расчёты были включены показатели стандартизированного улова и усилие за 2007–2010 гг.

Кроме того, в 2007–2010 гг. наряду с траловой проводилась ловушечная съёмка, результаты которой показали хорошую согласованность с данными траловой съёмки и промысла. С учётом этого индекс численности ловушечной съёмки также был включён в интегративную оценку запаса.

Для повышения точности полученных оценок численности и прогностической ценности модельных расчётов необходимо учитывать степень согласованности индексов численности, полученных в ходе съёмок и промысла, с модельной оценкой численности (рис. 5). Модель удовлетворительно описывает данные траловых съёмок в 1994–2002 гг. Величины индексов траловых съёмок 2003–2004 гг. не могли быть корректно описаны модельными расчётами из-за значительного увеличения численности по траловой съёмке. Такие выбросы можно объяснить методическими трудностями проведения траловой съёмки в эти годы, именно более поздними сроками и, соответственно, большим охватом промысловых скоплений.

С 2007 г., помимо индексов промыслового запаса, полученных по траловым съёмкам, используются индексы ловушечных съёмок и показатели стандартизированной производительности промысла (LPUE), полученный с использованием GLM-модели. Модельные оценки в 2007–2011 гг., построенные на три индекса численности, дают усреднённые величины. Отмечается хорошее согласование модельных оценок с данными численности по ловушечной съёмке в 2007–2010 гг.

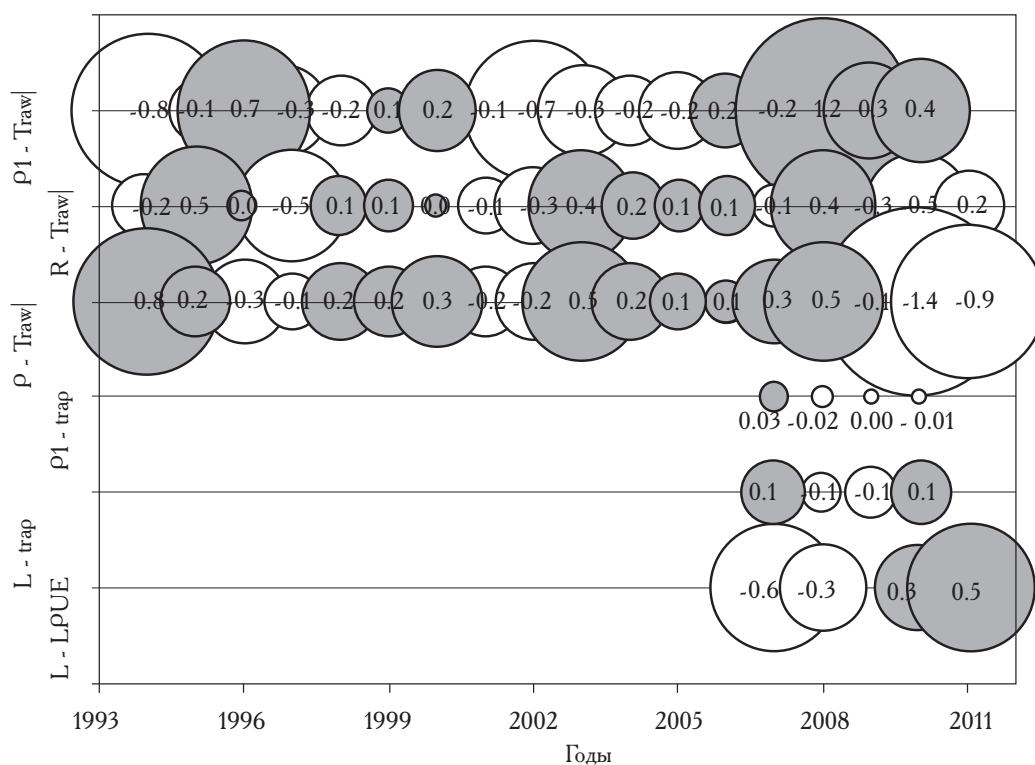


**Рис. 5.** Мединная численность (сплошная линия) с 95%-ным доверительным интервалом (пунктирная линия) промысловой части популяции калеского краба в Баренцевом море по модели CSA и по данным промысла (LPUE), траловой и ловушечной съёмки с учётом коэффициентов влияния ёмкости

Количественная оценка согласованности индексов и модельной численности, может быть представлена анализом статистических характеристик распределения остатков между наблюдениями численности (рис. 6). За весь период наблюдений с 1994 по 2011 гг. имел место периодическая недооценка или переоценка численности по данным траловых съёмок разных размерных групп. В 1998–2000, 2003–2008 гг. остатки имеют положительные значения, то есть моделируемую численность ниже значений, полученных по траловым съёмкам. Причиной этого являются, скорее всего, неточные оценки индексов по исследовательской съёмке в эти годы. Кроме того, в период наблюдений с 2008 г. отмечаются высокие величины остатков. Такие значения, по всей видимости, связаны с методическими ошибками оценки индексов в последние годы проведения исследовательских съёмок, также влиянием моделируемую численность данными по ловушечным съёмкам и производительности промысла. В этот период относительно низкие уловы крабов в ходе ежегодных съёмок, недооценки численности вследствие активных миграций климатизированных, также мето-

дические ошибки в ходе составления нового ряда наблюдений вносят существенные помехи в оценку параметров системы и затрудняют выявление закономерностей его динамики. Более точно модель описывает данные траловых съёмок в 1997–2001 гг., что, возможно, подтверждает допущение о пропорциональном соотношении индексов численности размерных групп по данным съёмок в эти годы и реальной численностью их в популяции. Кроме того, в эти годы промысел, особенно неглубокий, не оказывал существенного воздействия на популяцию.

Минимальные отклонения отмечены для величин индексов ловушечных съёмок в 2007–2010 гг., что, возможно, говорит о лучшем соответствии динамики параметров и данных этой съёмки. В этот период наблюдается также удовлетворительное согласование модельных оценок численности с данными производительности промысла (L-LPUE). В 2011 г. образуются между модельными данными и производительностью лов промысловых судов (L-LPUE), также численностью пострекрутов по траловым съёмкам. Модельные показатели промысловой численности в этом году переоценены согласно траловой съёмке



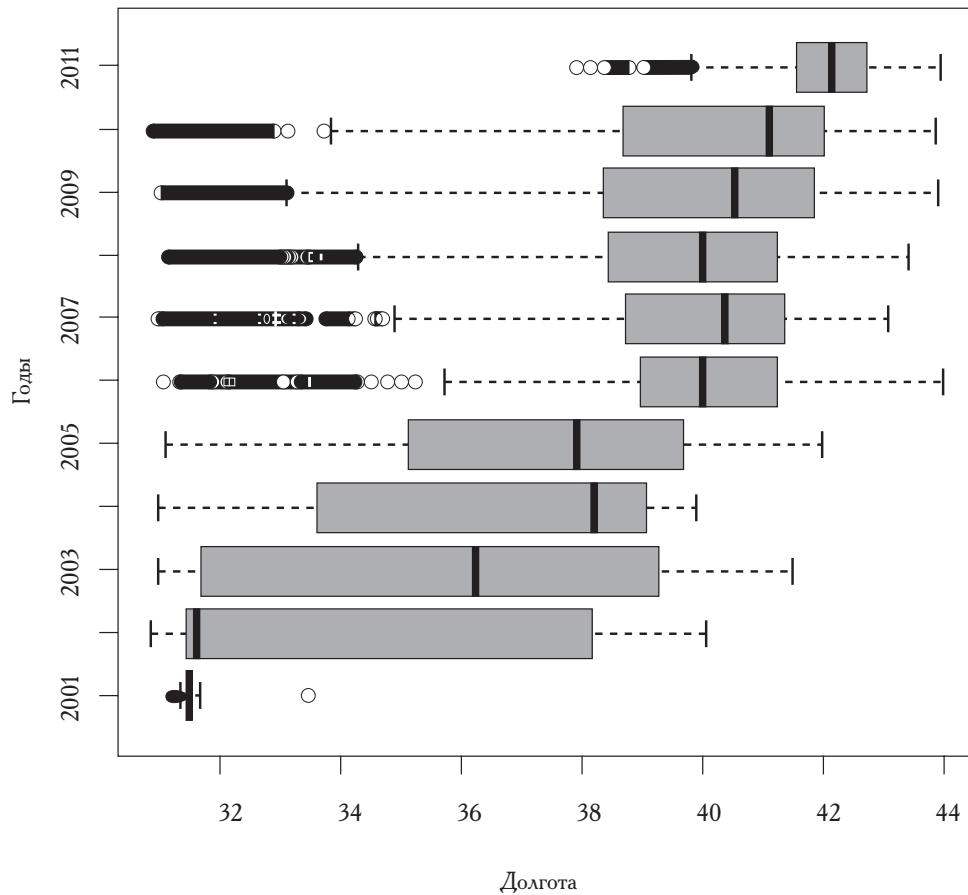
**Рис. 6.** Величины отклонений лог рифмов (серые круги — положительные, белые — отрицательные) индексов численности пререкрутов (P1-trawl), рекрутов (R-trawl) и пострекрутов (P-trawl) по тр ловым съёмкам, пререкрутов (P1-trap) и промысловых с мцов (L-trap) по ловушечным съёмкам и стандартизированным уловам на усилия промысловых с мцов (L-LPUE) от рассчитанных по модели CSA значений численности камчатского краба в Беринговом море в 1994–2011 гг.

и недооценены согласно поправкам к темпам производительности лов. Отсутствие ловушечной съёмки, также несогласованность индексов численности по тр ловой съёмке и производительности промысла в 2011 г. повышает неопределенность модельной оценки, т.е. увеличивает 95%-ный доверительный интервал (см. рис. 5).

Снижение неопределенности в оценке численности в 2011 г. может быть достигнуто исключением из оценки не менее надежного индекса. Однако фактически данными о надежности индексов численности в настоящее время мы не располагаем, и решение по исключению может быть сделано на основании экспертного мнения. Методические нарушения в проведении тр ловых съёмок в 2010–2011 гг. ставят под сомнение целесообразность использования индексов съёмок в эти годы. При отходе от индексов оценки промысловой численности в 2011 г. будет основано только на данных о производительности промысла. Од-

нако в настоящее время производительность промысла камчатского краба не достигла длительного пика в связи с тем, что промысел периодически смещается на новые участки, не эксплуатируемые ранее. Особенно ярко это проявилось в 2011 г., когда основной флот с самого начала промысла вышел в неоплодотворенные районы, где обнаружил плотные концентрации краба. Зафиксированный существенный рост производительности свидетельствует не об увеличении численности краба в районах, освоенных промыслом ранее, об обнаружении нового промыслового участка (рис. 7). На рис. 7 хорошо видно, что в 2011 г. произошло не только смещение, но и существенное сокращение районов промысла за счет сужения долготных диапазонов распределения промысловых усилий.

Таким образом, при учёте возросшей производительности промысла в 2011 г. в качестве единственного индекса численности существует высокая вероятность переоценки



**Рис. 7.** Р-распределение промысловых усилий (пост-новки ловушек) по долготам и промыслам к мчтскому крабу в Баренцевом море в 2001–2011 гг. (верхняя и нижняя границы прямоугольника соответствуют интерквартильному размаху (ИКР), вертикальная линия — медиана, границы «плечей» —  $1,5 \times \text{ИКР}$ , кружки — выбросы)

величины промыслового запаса. Оптимальным решением, по моему мнению, является сохранение традиционного алгоритма расчета, который учитывает ежедневные промысловые съемки, темп и производительность промысла. При этом рост модельной численности будет учитывать не только значительное увеличение производительности промысла в 2011 г., но и более консервативное повышение численности по данным промысловых съемок. Несмотря на увеличение неопределенности в оценке запаса в 2011 г., риск переоценки величины запаса при этом снижается.

### Выводы

Оценки динамики численности и функциональной связи между размерно-возрастными группами к мчтского краба в Баренцевом

море с помощью моделирования в настоящее время является эффективным инструментом исследования популяционных изменений. Прямые наблюдения по результатам съемок и промысла несут значительное количество шумов и зачастую весьма неопределенны, что связано как с методическими проблемами, так и с экологическими особенностями животного. Интегрирование данных, полученных в ходе различных исследований, в единую модель позволяет в настоящее время выявить и оценить изменения в популяции.

Динамика численности к мчтского краба в Баренцевом море с 1994 г. соответствует процессу формирования новой популяции. За период исследований промысловая численность к мчтского краба увеличилась более чем в 20 раз и составила около 25 млн экз.

В настоящее время состояние промысловой численности баренцево-морской популяции камчатского краба не следует рассматривать как критическое. Однако сильное давление промысловых усилий на биологических и промысловых популяциях в 2008–2009 гг.

Обнаружение новых промысловых скоплений с высокими концентрациями краба в 2011 г. обеспечило увеличение производительности промысла в 1,5 раз по сравнению с предыдущим годом, что может быть гарантией устойчивости промысла в последующие годы даже при увеличении ОДУ. Тем не менее, данные о восстановлении численности краба в последние годы свидетельствуют о наличии положительных тенденциях, требующих подтверждения по крайней мере результатов следующего промыслового сезона. В то же

время наличие обширных прибрежных промысловых квот, соответствующих прибрежным территориальным водам, снижает риск подрыва запасов при ошибках управления.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Баканев С.В. 2008. Результаты применения стохастической когортной модели CSA для оценки запасов камчатского краба *Paralithodes camtschaticus* в Баренцевом море // Вопросы рыболовства. Т. 9, № 2 (34). С. 294–306.
- Cochran W.G. 1963. Sampling Techniques. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, Inc. 413 p.
- Rivoirard J., Simmonds J., Foote K.G., Fernandes P., Bez N. 2000. Geostatistics for Estimating Fish Abundance. London: Blackwell Science. 206 p.
- Zheng J., Murphy M.C., Kruse G.H. 1997. Application of a Catch-Survey Analysis to Blue King Crab Stocks Near Pribilof and St. Matthew Islands // Alaska Fishery Research Bulletin. № 4 (1). P. 62–74.

## Stock Assessment of Red King Crab (*Paralithodes camtschaticus*) in the Barents Sea in 1994–2011

S. V. Bakanev

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

To estimate the red king crab abundance stochastic version of cohort CSA model was applied based on catch from trawl and pot surveys as well as fishery efficiency data. The status of commercial stock of the red king crab in the Barents Sea at present shall not be regarded as critical. Yet strong pressure from fishery produced negative impact on biological and fisheries parameters of the population in 2008–2009.

**Keywords:** red king crab, stock assessment, abundance dynamics, Barents Sea.

УДК: 639.2.081.117.001.8 (262.81)

### Проблемы совершенствования траловых съёмок осетровых Каспийского моря

Т.И. Булгакова<sup>1</sup>, В.К. Бобыляк<sup>1</sup>, Д.А. Васильев<sup>1</sup>, А.И. Михайлов<sup>1</sup>, И.А. Сфрелиев<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО, г. Москва)

<sup>2</sup> Каспийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства (КаспНИРХ, г. Астрахань)  
e-mail: tbulgakova@vniro.ru

Рассмотрены вопросы планирования учётных траловых съёмок каспийских осетровых в зоне ответственности Российской Федерации и эффективности их результатов. Особое внимание уделено спектру методов стратификации съёмок, позволяющей повысить точность оценки плотности запаса, вопросу оптимального размещения тралений по стратификации и оценке минимально необходимого количества проб. Приведены примеры расчётов по данным, полученным во время съёмок в разные годы.

**Ключевые слова:** Каспийское море, планирование траловых учётных съёмок, выборочные методы, оценка запаса.

#### ВВЕДЕНИЕ

В условиях введённого моратория на коммерческий промысел в Каспийском море траловые или тралово-кустические съёмки являются основным источником информации при мониторинге запаса каспийских осетровых. В ходе траловых съёмок сотрудники ФГУП «КаспНИРХ» собирают обширный материал, который затем заносится в электронную базу данных (БД). В записях БД приводятся название судна, даты и координаты траления, данные по глубине, температуре, солёности, прозрачности воды. Данные по биологии осетровых рыб включают в себя следующие данные: вид, размеры особей, физиологическое состояние рыб, масса особей и т.п. Одновременно собираются материалы по кормовой базе осетровых, но они пока не занесены в электронную базу данных.

Сбор данных с помощью траловых съёмок проводится разными прикаспийскими странами, но единая БД до сих пор не создана. Создана только БД с единым форматом данных и доступом, открытым для всех стран-участниц, является важной задачей для оценки запаса осетровых Каспия, которые распространены по всему региону [Пиллинг и др., 2006]. Понятно, что достоверность оценки величины запаса, полученной по материалам съёмок только в зоне одного государства, весьма относительна.

В данной работе основное внимание уделено проблеме стратификации съёмок, оценив соотношение плотности запаса по стратификации и точности полученных оценок, также вопрос оптимального размещения тралений и минимизации необходимого количества проб для подсчета численности запаса с заданной точностью. Приведе-

ны примеры р счётов. В р боте использованы методические р зр ботки, полученные втор - ми р нее [Булг ков и др., 2013].

Общ я схем междун родных тр лово - кустических съёмов к спийских осетровых является уст новившейся пр ктикой, одн ко в связи с ук з ниями СИТЕС по совершен - ствов нию их методологии и необходимости переход к стр тифициров нным и случ йным съёмк м (семина р ФАО в Ант лии, сентябрь 2009 г.), пр ктические спекты пл ниров ния и обр ботки съёмов к спийских осетровых по - требов ли специ льных усовершенствов ний.

В жнейшим спектом пл ниров ния учёт - ных съёмов является выбор подходов к оценке ст тистических х р ктеристик простр нственно р пределённых случ йных величин. При этом в жно, что при вычислении ст тистических х - р ктеристик от усреднения по ре лиз циям пе - реходят к усреднению по простр нству. Пре - дельные теоремы м тем тической ст тистики оперируют н бор ми нез висимых случ йных величин. Одн ко для любых двух точек исследу - емого простр нств зн чения случ йной функции (в н шем случ е плотности з п с ) могут не быть нез висимыми. Для решения ключевой пробле - мы — учёт возможных втокорреляций — при - няты следующие гипотезы [Кокрен, 1976]:

м тем тическое ожд ние плотности з п - с есть кусочно-постоянна я функция, т.е. всё простр нство р збито н обл сти (стр ты), где оно постоянно;

корреляционн я функция (в предел х стр - ты) з висит только от р сстояния между точ - к ми, которое может р ссм трив ться и к к векторное.

К к пок з л н лиз в риогр мм, построен - ных по результ т м съёмов к спийских осетро - вых, р диус корреляции в д нных меньше, чем р сстояние между тр лениями, проводимыми в центр х соседних кв др тов. В связи с этим в р счёт х целесообр зно основыв ться н до - пущении об отсутствии корреляций между из - мерениями, проведенными в р зных кв др т х.

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

**Оценк численности з п с и её диспер - сии по результ т м съёмов.** Стр тифик ция р йон выполняется с целью снижения дис - персии оценки численности з п с и состоит

в р збиении всего р йон проведения съёмов н т кие подр йоны (стр ты), в которых м - тем тическое ожд ние р спределения плот - ности хотя и не постоянно, но подвержено н меньшим колеб ниям. Предположим, что р йон проведения съёмов н длеж щим обр - зом стр тифициров н. Р ссмотрим формулы р счёт ст тистических п р метров при стр - тифициров нном отборе проб. Пусть общее количество стр т в р йоне р вно  $L$ , и в к ждой стр те с номером  $h$  ( $h = 1, 2, \dots, L$ ) существу - ет множество из  $N_h$  простр нственных единиц (в кв тории  $K$  спия это ст тистические кв - др ты, д лее — СК). В стр те  $h$  проводится  $n_h$  тр лений, и при  $i$ -ом тр лении ( $i = 1, 2, \dots, n_h$ ) в этой стр те получен улов  $x_{h,i}$ .

З метим, что СК, строго говоря, предст в - ляет собой не кв др т. Это ч сть поверхности моря в р йоне проведения съёмов, огр ничен - н я двумя п р ллями и двумя мериди н ми. Условимся счит ть, что проекция этой поверх - ности является прямоугольником со сторон - ми  $10'$  по широте и  $10'$  по долготе. Тр дицион - но т кой прямоугольник н  $K$  спии н зыв ют «кв др том». В гр ниц х исследуемого р йон длин дуги  $1$  гр дус по мериди ну пр ктиче - ски не меняется, по широте меняется з метно (т бл. 1), в связи с чем с изменением широты меняется и площ дь СК.

**Т блец 1.** Длин одного гр дус дуги мериди н и п р ллели, км [Зубов, 1957, т бл. 188]

|              | Гр дус широты |       |       |       |       |
|--------------|---------------|-------|-------|-------|-------|
|              | 30            | 40    | 50    | 60    | 70    |
| По п р ллели | 96,5          | 85,4  | 71,7  | 55,8  | 38,2  |
| По мериди ну | 110,9         | 111,0 | 111,2 | 111,4 | 111,6 |

Тем не менее, поскольку протяженность зоны ответственности РФ в Северном К спии вдоль мериди н сост вляет всего  $4$  гр дус (рис. 1), можно условно принять площ дь СК постоянной для всего исследуемого р йон ,  $10'$ -ые стороны СК р ссчит ть для  $45^\circ$  с.ш., тогд площ дь одного СК сост вит  $242,4$  км<sup>2</sup>. Предположение о постоянстве площ ди одного СК в ч сти моря, котор я н ходится в зоне от - ветственности России, существенно упрощ ет р счёты и может внести ошибку в оценку чис - ленности з п с в предел х  $1-2\%$ .

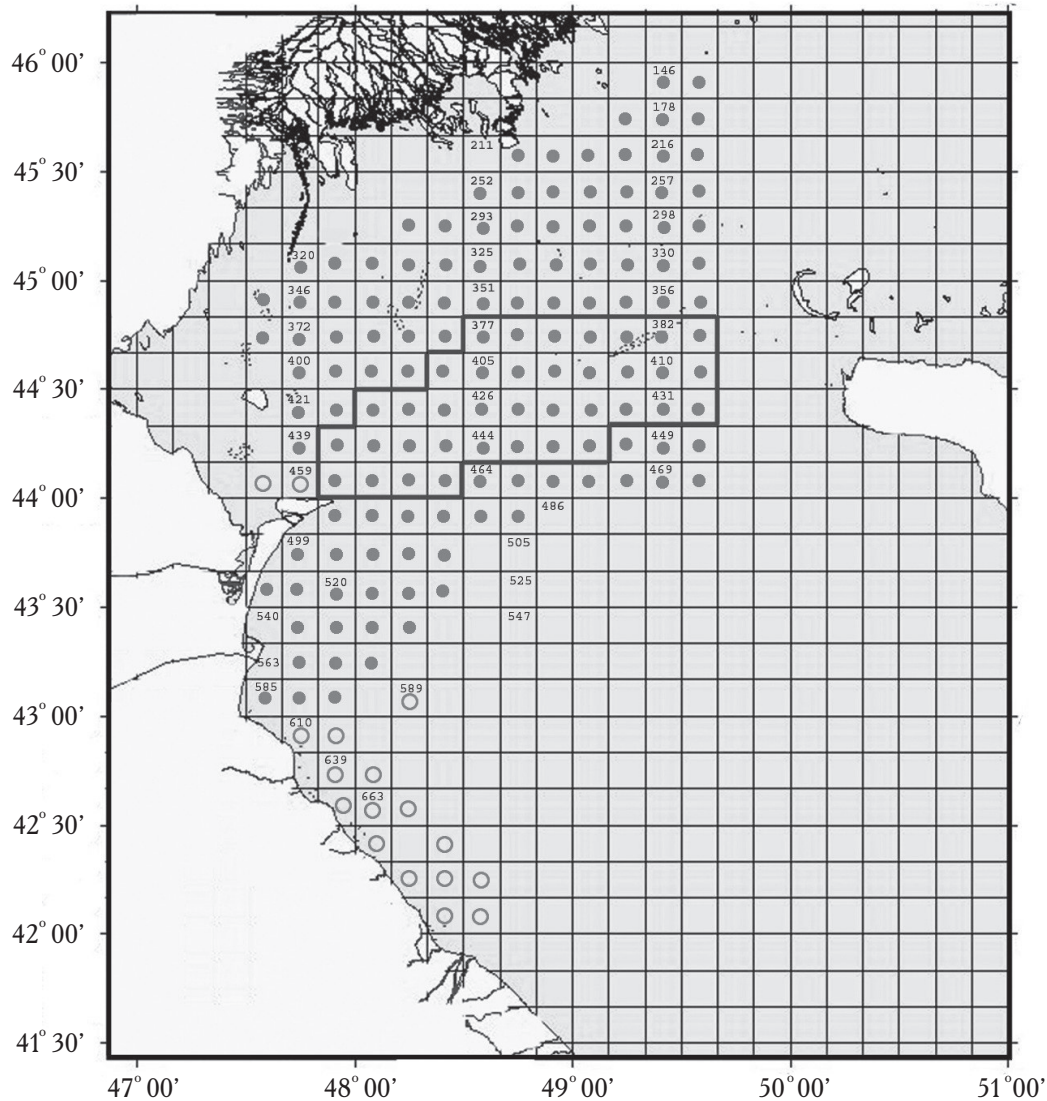


Рис. 1. Р-спределение тр-лений во время летней съёмки в зоне ответственности России в Каспийском море

Точки на рис. 1 помечены СК, в которых регулярно проводятся тр-ления, но не все эти СК облавливаются ежегодно. Незаполненными кружками помечены те СК, в которых после 2007 г. по разным причинам тр-ления не проводятся. Область, ограниченная жирной ломаной линией, является Приглубой зоной. К северу и северо-западу от неё расположены СК, отнесённые к Северному мелководью. Вплотную к Приглубой зоне с юга прилегают 10 СК, называемые в данной работе «добывенной частью». К югу и юго-западу от этих СК расположены СК, которые в данной работе отнесены к зоне, расположенной вдоль Дагестанского побережья, иногда в литературе этот район называется «западной частью Среднего Каспия».

Оценив плотности  $x_{h,i}$  в случае её  $\rho$ -спределения, близкого к нормальному. Обычно в каждом СК проводится не более одного тр-ления, если же в  $i$ -ом СК в строке с индексом  $h$  проведено более одного тр-ления, то величину  $x_{h,i}$  следует приравнять к значению среднего улова за тр-ление в данном СК. Среднее тр-ление при выполнении съёмки длится 30 мин. Средний улов за тр-ление (плотность  $x_{h,i}$ ) в строке  $h$  вычисляется по формуле:

$$\bar{x}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{h,i} \quad (1)$$



Дисперсия уловов в траление в страте  $h$  равна:

$$D(x_h) = \frac{1}{n_h - 1} \sum_i^{n_h} (x_{i,h} - \bar{x}_h)^2, \quad (2)$$

стандартное отклонение уловов в траление внутри той же страты равно:

$$s_h = \sqrt{D(x_h)}.$$

Стандартное отклонение средней оценки уловов в траление для страты  $h$  в  $\sqrt{n_h}$  раз меньше, т.е. равно:

$$s_{\bar{x}_h} = \sqrt{\frac{D(x_h)}{n_h}}. \quad (3)$$

Статистические оценки для всего района исследований проводятся следующим образом. Средний взвешенный по площадям уловов в траление для всего района равен:

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{S_h \bar{x}_h}{S_{tot}}, \quad (4)$$

где  $S_h$  — площадь страты  $h$ , площадь всего района  $S_{tot} = \sum_{h=1}^L S_h$ . Тогда дисперсия средней плотности по всему району равна:

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L \frac{S_h^2}{S_{tot}^2} D(\bar{x}_h). \quad (5)$$

Поскольку в данном случае площадь страты можно представить как  $S_h = bN_h$ , где  $b$  — площадь одного СК, то (4) можно переписать в виде:

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h \bar{x}_h}{N}, \quad (6)$$

уровнение (5) изменить на:

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L \frac{N_h^2}{N^2} D(\bar{x}_h), \quad (7)$$

где

$$N = \sum_h N_h.$$

Величину индекса численности в страте  $h$  определим как:

$$I_h = N_h \bar{x}_h. \quad (8)$$

Отметим, что формула (8) даёт выражения для индекса численности. Чтобы получить оценку абсолютной величины численности, необходимо знать коэффициенты уловистости используемого в данной страте трала ( $q_h$ ) и отношение площади квадрата ( $b$ ) к протральной площади — однополучное траление (эту протральную площадь обозначим как  $tr_h$ ), значение которого в среднем в этой страте равно  $\bar{x}_h$  экз. Поскольку оба эти параметра могут быть различны для разных страт, формулу оценки численности в целом районе  $Y$  следует записать в виде:

$$Y = \sum_{h=1}^L B_h \bar{x}_h, \quad (9)$$

где

$$B_h = \frac{N_h b}{q_h tr_h}$$

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^L B_h^2 D(\bar{x}_h). \quad (10)$$

Таким образом, формулы (9) и (10) представляют собой оценки общей численности в районе для не более чем трёхстратного случая, когда в разных стратах работают различные суда и применяются разные орудия лова.

Оценив на  $n$  метров  $\rho$  распределения плотности в  $n$  при большом количестве нулевых значений уловов в тралениях. При значительном количестве нулевых тралений в качестве вероятностного  $\rho$  распределения исследуемого параметра рекомендуется использовать дельта- $\rho$  распределение Эйтчисона [Aitchison, 1955, Гсюков и др., 2006]. Расчётные формулы и варианты применения этого  $\rho$  распределения к осетровым Кспийского моря приведён в работе второв [Булганков и др., 2013].

Прежде чем применять это  $\rho$  распределение, требуется показать, что множество ненулевых уловов описывается логнормальным  $\rho$  распределением, т.е. логрифмы выборочных

уловов можно описать функцией нормального распределения. Для проверки гипотезы о пригодности нормального распределения при описании лог-рифмов уловов можно использовать несколько статистических критериев. Мы предлагаем использовать критерий  $W$  [Хан, Шпиро, 1969], поскольку он позволяет принять решение о нормальности распределения для малых выборок.

*Р* счёт доверительных интервалов оценки среднего улова и трление по стртм при заданной доверительной вероятности. Оценка среднего, полученная по некоторой выборке из генеральной совокупности, является случайной величиной, т.е. её отклонение от математического ожидания тоже случайная величина. Численным случаем центральной предельной теоремы является следующее утверждение: закон распределения средней арифметической большого числа независимых случайных величин имеет нормальное распределение, близкое к нормальному. В большинстве случаев уже при  $n > 20$  закон распределения среднего близок к нормальному [Аксютин, 1968].

Р счёт приближенной оценки ширины доверительного интервала оценки средней плотности внутри стрты ( $\varepsilon$ ) можно провести по формуле:

$$\varepsilon = u_p \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (11)$$

где  $\sigma$  — выборочное стандартное отклонение,  $u_p$  — аргумент нормального распределения,  $p$  — доверительная вероятность.

**СТРАТИФИКАЦИЯ РАЙОНА.** Как уже отмечалось выше, стратификация выполняется с целью снижения дисперсии оценки численности и состоит в разбиении всего района проведения съёмок на так называемые подрайоны (стрты), в которых математическое ожидание распределения плотности подвержено наименьшим колебаниям.

Важной проблемой стратификации является выбор принципа разделения всего района съёмок на подрайоны (стрты). Для выбора принципа стратификации при планировании съёмок в следующем году следует проанализировать съёмки, проводимые ранее. Предположим, что на осно-

вании результатов предыдущих съёмок оценено нормальное распределение плотности запаса по всему району. Далее следует выделить некоторый фактор среды, тесно связанный с плотностью запаса, в результате чего границы стрты естественно назначить согласно распределению выбранного фактора. В роли определяющего фактора может выступать, например, нормальное распределение температуры, солёности, кормовых организмов или глубин моря в месте трления. Удобно выбрать именно глубину, поскольку она неизменна во времени, в то время как нормальное распределение кормовых организмов и другие упомянутые выше факторы могут меняться по годам и сезонам.

В связи со сказанным, ниже в нескольких примерах приводятся нормальные распределения осетра: каспийского *Acipenser gueldenstaedtii*, каспийского и персидского *A. persicus* в различные годы в период 2007–2011 гг.

Для решения вопроса о различиях между двумя стртами целесообразно использовать критерий Колмогорова-Смирнова [Урбан, 1964]. Согласно заданному критерию, в качестве нулевой гипотезы принимается предположение, что обе выборки (объёмом  $n_1$  и  $n_2$  соответственно) принадлежат к одной генеральной совокупности. Рассчитываются выборочные и копенные частотные распределения для каждой из двух выборок и сравниваются полученные два распределения. Пусть  $A$  — наибольшая по модулю разность между соответствующими копенными (интегральными) значениями. Рассчитывается величина критерия  $K$  по формуле:

$$K = A^2 \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}. \quad (12)$$

Согласно заданному критерию, если величина  $K < 1,84$ , то принимается нулевая гипотеза, если  $K > 2,65$ , то нулевая гипотеза отвергается.

Действующая в настоящее время стратификация зоны ответственности России в Каспийском море состоит из 3 подрайонов (стрт): Северного мелководья, Приглубой зоны и кавтории вдоль Дгестского побережья. Численность каждой вид осетровых оценивается отдельно для каждой стрты. Ниже приводится пример нормального распределения разбиения на стрты Приглубой зоны.

**ОБЕСПЕЧЕНИЕ ВЫПОЛНЕНИЯ УСЛОВИЯ СЛУЧАЙНОСТИ СЪЁМОК.** Из статистической теории следует, что, для того чтобы иметь возможность оценить точность полученных оценок плотности и з п с , съёмк должн быть не только стр тифицированной, но и случайной. И хотя проводим я в Северном К спии съёмк тр диционно орг низовыв л сь к к «регулярн я», при определённых допущениях её можно р ссм трив ть к к случайную. Во-первых, хотя счит ется, что координ ты н ч л тр ления строго соответствуют центр м СК, н пр ктике это условие обычно не соблюд ется по целому ряду технических причин. Порядок обход СК тоже меняется год от год . Во-вторых, р спределение рыб непрерывно меняется, и результ ты съёмки, полученные в р зное время в одних и тех же координ т х, могут сильно р злич ться, д же если интерв л времени между выборк ми очень м л. Т ким обр зом, случай ность съёмки определяется и простр нственной изменчивостью р спределения рыб.

Н ми рекомендов но т кже вносить случай ность и в с м пл н проведения съёмки — к ждый год номер первого исследуемого кв - др т выбир ть с помощью д тчик случай ных чисел, меняя т ким обр зом порядок обход СК.

**Оптимальное р змещение тр лений по стр т м.** При планировании съёмок общее количество проб в д нном р йоне (в н шем случае — количество тр лений), к к пр вило, огр ничено экономическими и другими ф ктор ми. Строго говоря, можно проводить тр ления р вномерно по всему р йону, одн -ко н иболее целесообразно использовать для решения этой з д чи критерий Нейм н [Кокрен, 1976; Г сюков и др., 2006; Sabatella, Franquesa, 2004]. Согласно этому критерию, р спределение тр лений по стр т м производится пропорционально корню кв др тному из дисперсии плотности з п с внутри к ждой стр ты. В к честве коэффициентов пропорциональности берутся количеств измерений в стр те с индексом  $h$ , в н шем случае — это количество статистических кв др тов  $N_h$  или площадь стр ты. Т кое р спределение ст нций по стр т м н зв но «нейм новым р змещением». Пр ктический смысл использов ния ней-

м нов р змещения ст нций по стр т м состоит в том, что т к я стр тифициция приводит к жел емому результ ту — снижению дисперсии оценки плотности з п с .

Пусть  $N_h$  — количество СК в стр те  $h$ ,  $\sigma_h^2$  — оценок дисперсии плотности з п с в стр те  $h$ , суммарное количество тр лений в р йоне  $n$  з д но, причём  $n = \sum_h n_h$ . Формула р змещения тр лений по стр т м согласно критерию Нейм н имеет вид [Кокрен, 1976]:

$$n_h = n \frac{N_h \sigma_h}{\sum_h N_h \sigma_h}. \quad (13)$$

Для более общего случая, когд в р зных стр т х исследуемого р йон применяются р зные орудия лов , в н шей р боте [Булг ков и др., 2014] предложен модифициция формулы Нейм н в виде:

$$n_h = \frac{B_h \sigma_h}{\sum_h B_h \sigma_h} n. \quad (14)$$

Обобщённые п р метры  $B_h$  з висят от п - р метров орудий лов в д нной стр те, эти з - висимости приведены выше в формулах (9) и (10). Т к я модифициция весьма существенна, поскольку в Северном мелководье К спийского моря применяется тр л с иными х р ктеристик ми, нежели в ост льных подр йон х российской зоны.

При р змещении ст нций, согласно условию (14), дисперсия выборочного среднего в стр те  $h$  р вн  $\frac{1}{n} B_h \sigma_h \sum_h B_h \sigma_h$ . В силу устойчивости норм льного р спределения, сумм оценок численности по стр т м  $Y = \sum_h B_h \bar{x}_h$  т кже будет р спределен по норм льному закону [Корн, Корн, 1968] с суммарной дисперсией  $\frac{1}{n} \sum_h (B_h \sigma_h)^2$ .

Ширин доверительного интерв л оценки норм льно р спределенной величины численности з п с  $Y = \sum_h B_h \bar{x}_h$  з писыв ется в виде:

$$\frac{u_\rho}{\sqrt{n}} \sum_h B_h \sigma_h,$$

где  $u_\rho$  — аргумент стандартного нормального распределения при заданной доверительной вероятности. При заданной необходимой точности  $\delta$  оценки  $\bar{Y}$  общее количество измерений  $n$  находится из условия:

$$\frac{u_\rho}{\sqrt{n}} \sum_h B_h \sigma_h \leq \delta \sum_h B_h \bar{x}_h,$$

откуда

$$n \geq \left( \frac{u_\rho \sum_h B_h \sigma_h}{\delta \sum_h B_h \bar{x}_h} \right)^2. \quad (15)$$

При этом при размещении (14) достигается минимум дисперсии оценки общей численности [Булгаков и др., 2014], т.е. именно такое размещение численностей следует считать оптимальным.

### РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

**Примеры оптимальности стратификации Приглубой зоны.** К этому подрыбону традиционно относятся статистические

кварталы с номерами: 377–383; 404–411; 423–432; 440–447; 460–463. К Приглубой зоне с юга примыкает район из 10 СК, расположенных в среднем Кспии между этой зоной и зоной вдоль побережья Дгестна. Номер СК этого района (добавленная часть) — 448–450; 464–470.

Проанализируем оптимальные варианты стратификации, полученные на основании результатов съёмок 2004 и 2007 гг. Анализ распределения тралений съёмки 2004 г. подробно описан ранее [Булгаков и др., 2013], где показано, что в оптимальном варианте область Приглубой зоны целесообразно разделить на 2 страты, первая — из пяти частей Приглубой зоны — содержит 16 СК, вторая объединяет остальную часть Приглубой зоны и добавленную часть и содержит 29 СК. Такое деление Приглубой зоны на страты оказалось весьма эффективным, поскольку позволило уменьшить ошибку оценки среднего улова траление с 0,38 (при отсутствии стратификации зоны) до 0,25, т.е. на 34%.

Рассмотрим теперь данные съёмки 2007 г. для той же зоны. Всего было протралено в 2007 г. 139 СК из 157. В качестве варианта 1 деления Приглубой части на 2 страты выбрано деление, которое оказалось оптимальным для съёмки 2004 г. (рис. 2).

Коэффициент критерия Колмогоров-Смирнов для двух страт Приглубой зоны при этом

**Таблица 2.** Статистики распределения русского осетра, полученные во время съёмки 2007 г. при стратификации, соответствующей рис. 2 (кварталы в 2004 г.).

| Показатели                     | Северное мелководье | Приглубая зона    |                   |                          | Дгестнское побережье и добавленная часть |                   |                       |
|--------------------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------------|--|-------------------|-----------------------|
|                                |                     | Страт 1           | Страт 2           | Всего, без стратификации | Доб. вл. СК                              | Дгестна           | Дгестна + доб. вл. СК |
| $N_h/n_h$                      | 65/60               | 16/13             | 21/21             | 37/34                    | 10/10                                    | 45/21             | 55/31                 |
| Средняя плотность              | 0,18                | 4,38              | 3,05              | 3,56                     | 0,70                                     | 0,57              | 0,51                  |
| Дисперсия D, экз. <sup>2</sup> | 0,537               | 9,92              | 26,45             | 20,07                    | 1,79                                     | 0,66              | 0,98                  |
| Стандартное отклонение S, экз. | 0,73                | 3,15              | 5,14              | 4,48                     | 1,34                                     | 0,81              | 0,99                  |
| CV                             | 3,99                | 0,72              | 1,69              | 1,26                     | 1,91                                     | 1,42              | 1,93                  |
| $\sigma_{\bar{x}}$             | 0,10                | 0,87              | 1,12              | 0,77                     | 0,42                                     | 0,18              | 0,18                  |
| Критерий Колмогоров-Смирнов    |                     | 1,53<br>со стр. 2 | 1,45<br>с доб. СК |                          |  | 0,11<br>с доб. СК |                       |

$N_h/n_h$  — общее количество СК в подрыбоне/количество протраленных СК в том же подрыбоне в данном году; CV — коэффициент вариации,  $\sigma_{\bar{x}}$  — стандартное отклонение оценки средней плотности запаса

|     |     |   |     |     |   |   |   |   |   |   |   |
|-----|-----|---|-----|-----|---|---|---|---|---|---|---|
|     |     |   |     | 376 | 0 | 3 | 5 | 2 | 3 | 2 | 4 |
|     |     |   | 403 | xxx | 4 | 5 | 3 | 4 | 7 | 1 | 0 |
|     | 422 | 8 | xxx | 5   | 5 | 1 | 0 | 5 | 1 | 2 | 0 |
| 439 | xxx | 1 | 12  | 5   | 2 | 1 | 2 | 1 | 4 | 2 | 0 |
| 459 | 0   | 3 | 24  | 0   | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |

**Рис. 2.** Первый в ринт стр тифик ции Приглубой зоны для русского осетр в 2007 г. Деление н 2 стр ты проведено т к же, к к в 2004 г.: цифры внутри СК озн ч ют количество экземпляров русского осетр , выловленных з получ совое тр ление в 2007 г. Светло-серые СК отнесены к стр те 1, серые СК — к стр те 2. Доб вленные СК покра шены темно-серым цветом и объединены со стр той 2. Зна к «xxx» пок зыв ет, что д нный СК в 2007 г. не обл влив лся. Пунктиром слев н строк х приведены номер соответствующих СК

|     |     |   |     |     |   |   |   |   |   |   |   |
|-----|-----|---|-----|-----|---|---|---|---|---|---|---|
|     |     |   |     | 376 | 0 | 3 | 5 | 2 | 3 | 2 | 4 |
|     |     |   | 403 | xxx | 4 | 5 | 3 | 4 | 7 | 1 | 0 |
|     | 422 | 8 | xxx | 5   | 5 | 1 | 0 | 5 | 1 | 2 | 0 |
| 439 | xxx | 1 | 12  | 5   | 2 | 1 | 2 | 1 | 4 | 2 | 0 |
| 459 | 0   | 3 | 24  | 0   | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |

**Рис. 3.** Второй в ринт деления Приглубой зоны н 2 стр ты для съёмки 2007 г., которое ок з лось более эффективным. Обозн чения, к к н рис. 2

же делении н стр ты, которое было выбр но для съёмки 2004 г., р вен  $K = 1,53 < 1,84$ . Это озн ч ет, что т кое деление р йон н стр ты для съёмки 2007 г. не целесообразно, и две вы-борки следует счит ть прин длеж щими одной генер льной совокупности. Тот же критерий при ср внении стр ты 2 и доб вленных СК

( $K = 1,45 < 1,84$ ) пок з л, что доб вленные СК можно объединить с СК собственно стр ты 2. Т ким обр зом, эффективн я для съёмки 2004 г. стр тифик ция ок з л сь не эффективной для 2007 г.

Более эффективным ок з лся второй в ринт стр тифик ции Приглубой зоны в 2007 г., он приведён н рис. 3 и в т бл. 3.

Поскольку коэффициент Колмогорова -Смирнов (12) при сопост влении стр т 1 и 2 р вен 2,95, эти стр ты следует р ссм три-в ть отдельно, т к я стр тифик ция позволя-ет уменьшить ст нд ртное отклонение оценки улов з тр ление с 4,48 до 3,15, т.е. в 1,4 р з (см. т бл. 3).

Доб вленные СК целесообр зно объеди-нить с зоной Д гест нского побережья, по-скольку коэффициент Колмогоров -Смирнов при ср внении стр ты 2 с доб вленной ч стью р вен  $K = 0,92$ , при ср внении зоны Д ге-ст н с доб вленной ч стью  $K = 0,11$ .

Р счёт ст тистических п р метров для объ-единённого столбц («После стр тифик ции») ведётся по формул м (16), где  $N_h$  — общее количество СК в стр те  $h$ , включ я не облов-ленные в д нном году. При этом пол г ем, что оценки средней плотности в р зных стр т х это нез висимые случ йные величины, тогд оценк общей дисперсии р ссчитыв ется к к взвешен-н я сумм дисперсий этих случ йных величин:

**Т блиц 3.** Ст тистик р спределения русского осетр по съёмке 2007 г. при втором в ринте стр тифик ции, соответствующей рис. 3

| Пок з тели                        | Приглуб я зон |           |                    |                      | Д гест нское побережье и доб в-ленн я ч сть |                    |         | Весь р йон РФ |
|-----------------------------------|---------------|-----------|--------------------|----------------------|---|--------------------|---------|---------------|
|                                   | Стр т 1       | Стр т 2   | Без стр тифи-к ции | После стр тифи-к ции | Д гест нское побережье                      | Доб влен-н я ч сть | В сумме |               |
| $N_h/n_h$                         | 21/18         | 16/16     | 37/34              | 37/34                | 45/21                                       | 10/10              | 55/31   | 147/125       |
| Средняя плотность                 | 5,39          | 1,5       | 3,56               | 3,71                 | 0,57  | 0,70               | 0,61    | 1,16          |
| Дисперсия $D$ , экз. <sup>2</sup> | 29,43         | 2,27      | <b>20,07</b>       | 9,90                 | 0,66  | 1,79               | 0,98    | 0,70          |
| Ст нд ртное отклонение $S$ , экз. | 5,42          | 1,51      | 4,48               | 3,15                 | 0,81  | 1,34               | 0,99    | 0,84          |
| $\sigma_{\bar{x}}$                | 1,28          | 0,376     | 0,77               | 0,52                 | 0,18  | 0,42               | 0,18    | 0,08          |
| CV                                | 1,01          | 1,00      | 1,26               | 0,83                 | 1,42  | 1,91               | 1,61    | 0,73          |
| Критерий Колмого-ров -Смирнов     | 2,95          | 0,92      |                    |                      | 0,11  |                    |         |               |
|                                   | со стр. 2     | с доб. СК |                    |                      | с доб. СК                                   |                    |         |               |

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h \bar{x}_h}{N},$$

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{b=1}^L \frac{N_b^2}{N^2} D(\bar{x}_b), \quad (16)$$

где  $N = \sum_h N_h$ .

Или

$$\bar{x}_{tot} = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h \bar{x}_h}{N} =$$

$$= \frac{21 \cdot 5,39 + 16 \cdot 1,5}{37} = 3,708$$

и

$$D(\bar{x}_{tot}) = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h^2}{N^2} D(\bar{x}_h) =$$

$$= \frac{21^2 \cdot 29,43 + 16^2 \cdot 2,267}{37^2} = 9,90.$$

По логичным формулам рассчитываются и средняя плотность по всему району, и дисперсия этой оценки (последний столбец табл. 3).

Рассмотрен также эффективность разбиения Приглубой зоны на страты, предложенного для 2004 г. в качестве оптимального, для наших результатов съёмки 2009 г. При сравнении страт 1 и 2 по критерию Колмогорова-Смирнова значение критерия равно  $K = 0,544 < 1,84$ . Это означает, что обе страты следует рассматривать как единую выборку.

Таким образом, понятно, что стратификация, оптимальная для некоторого года, но не основанная на выделении «ведущего фактора», вовсе не обязательно окажется оптимальной для других лет.

**Анализ возможности стратификации по глубине на основе траловой съёмки 2010 г.** В 2010 г. в зоне ответственности России траления проведены в 125 из 157 СК, где поймано 241 экз. русского осетра. В первом варианте стратификация принята той, которая соответствовала оптимальному варианту 2 для съёмки 2007 г. (рис. 4).

|     |     |    |     |     |   |   |   |   |    |   |   |
|-----|-----|----|-----|-----|---|---|---|---|----|---|---|
|     |     |    |     | 376 | 0 | 0 | 0 | 0 | 17 | 4 | 0 |
|     |     |    | 403 | 5   | 2 | 6 | 0 | 0 | 0  | 2 | 0 |
|     | 422 | 14 | xxx | 1   | 0 | 4 | 2 | 6 | 8  | 0 | 4 |
| 439 | xxx | 18 | 25  | 4   | 2 | 2 | 0 | 4 | 5  | 5 | 3 |
| 459 | 0   | 1  | 1   | 4   | 0 | 9 | 3 | 2 | 6  | 2 | 0 |

**Рис. 4.** Первый вариант стратификации Приглубой зоны для русского осетра при съёмке в 2010 г. Деление на страты проведено также, как во втором варианте съёмки 2007 г.

Сравнение страт 1 и 2 по критерию Колмогорова-Смирнова даёт оценку  $K = 0,327$ , при сравнении страты 2 с объединённой стратой получена оценка  $K = 0,627$ . Таким образом, все СК Приглубой зоны можно объединить в одну выборку. Это означает, что стратификация, эффективная для 2007 г., для 2010 г. оказалась неэффективной.

Сопоставление подрайонов побережья Двигини и объединённой страты даёт оценку  $K = 1,854 > 1,84$ , т.е. нельзя уверенно объединять эти две выборки, поэтому объединённые СК были объединены с Приглубой зоной.

Теперь, по данным той же съёмки 2010 г., рассмотрим возможность провести стратификацию Приглубой зоны Северного Каспия по глубинам (рис. 5). Проведено деление этой зоны на 3 страты по глубинам (8–14, 15–21 и 22–41 м; выборок  $n_1 = 19$ ,  $n_2 = 14$  и  $n_3 = 14$ ). Применим критерий Колмогорова-Смирнова, чтобы оценить целесообразность объединения двух страт для разных параметров выборки при стратификации по глубинам. Сравнение первой страты со второй даёт  $K(1, 2) = 1,074$ , сравнение первой страты с третьей —  $K(1, 3) = 1,438$ , второй с третьей даёт  $K(2, 3) = 0,571$ . Наименьшее значение

|     |     |    |     |     |    |    |    |    |    |    |    |
|-----|-----|----|-----|-----|----|----|----|----|----|----|----|
|     |     |    |     | 376 | 13 | 14 | 13 | 13 | 12 | 11 | 8  |
|     |     |    | 403 | 14  | 12 | 11 | 13 | 12 | 16 | 18 | 20 |
|     | 422 | 14 | xxx | 11  | 12 | 14 | 18 | 19 | 23 | 25 | 27 |
| xxx | 18  | 16 | 16  | 17  | 21 | 24 | 26 | 26 | 26 | 26 | 31 |
| 13  | 17  | 17 | 19  | 17  | 25 | 29 | 30 | 30 | 36 | 36 | 41 |

**Рис. 5.** Стратификация по глубинам для съёмки 2010 г. Цифры внутри СК — глубины в м, СК страт 1, 2 и 3 окрашены светло-серым, серым и темно-серым цветом соответственно. Жирным шрифтом показаны глубины в тех СК, для которых отсутствовали данные по глубине, им присвоены усредненные значения по соседним СК

|     |    |     |     |   |   |   |   |    |   |   |
|-----|----|-----|-----|---|---|---|---|----|---|---|
|     |    |     | 376 | 0 | 0 | 0 | 0 | 17 | 4 | 0 |
|     |    | 403 | 5   | 2 | 6 | 0 | 0 | 0  | 2 | 0 |
| 422 | 0  | xxx | 1   | 0 | 4 | 2 | 6 | 8  | 0 | 4 |
| xxx | 18 | 25  | 4   | 2 | 2 | 0 | 4 | 5  | 5 | 3 |
| 0   | 1  | 1   | 4   | 0 | 9 | 3 | 2 | 6  | 2 | 0 |

**Рис. 6.** Второй в ригитстратификации Приглубой зоны в 2010 г. по глубинам: деление на 3 страты, как на рисунке 5. Цифры внутри СК — уловы на траление

К получено при сопоставлении страт 2 и 3,  $K(2, 3) = 0,571 < 1,84$ , т.е. целесообразно объединить эти две страты.

Сравнение первой страты с объединённой второй и третьей даёт наибольшее значение критерия  $K(1, (2 + 3)) = 1,479$ , но все равно значение  $K$  меньше предела (равно 1,84), при превышении которого отвергается решение об объединении страт. Отсюда можно сделать вывод, что глубина не является определяющим фактором для распределения русского осетра в Приглубой зоне. Возможно, интервал глубин в данной зоне (от 8 до 41 м) слишком мал, чтобы обнаруживать такую зависимость.

**СТРАТИФИКАЦИЯ ПРИ НАРУШЕНИИ УСЛОВИЯ СВЯЗНОСТИ СТРАТЫ.** В предыдущих примерах стратификация каждой страты представляла собой связную область. Но в соседних СК наблюдаются резкие различия плотности, что не позволяет добиться однородности внутри страты. Рассмотрим теперь третий

|     |    |     |     |   |   |   |   |    |   |   |
|-----|----|-----|-----|---|---|---|---|----|---|---|
|     |    |     | 376 | 0 | 0 | 0 | 0 | 17 | 4 | 0 |
|     |    | 403 | 5   | 2 | 6 | 0 | 0 | 0  | 2 | 0 |
| 422 | 0  | xxx | 1   | 0 | 4 | 2 | 6 | 8  | 0 | 4 |
| xxx | 18 | 25  | 4   | 2 | 2 | 0 | 4 | 5  | 5 | 3 |
| 0   | 1  | 1   | 4   | 0 | 9 | 3 | 2 | 6  | 2 | 0 |

**Рис. 7.** Третий в ригитстратификации Приглубой зоны для съёмки 2010 г.: внутри каждого СК приведены уловы (экз.) и траление, условие связности страты не выполнено

в ригитстратификации Приглубой зоны на основе съёмки 2010 г. (рис. 7): распределение на 2 страты проведено только на основе величины плотности в СК без выполнения условия связности множеств. Часть добываемых СК включен в первую страту, остальные — во вторую. Возможно, такое распределение связано с какими-то факторами среды, например, с пятнистостью распределения кормовой базы, но данными по кормовой базе мы не располагаем, так что выявить причину пока не удалось.

Светло-серым на рис. 7 показаны страта 1 (включает 15 СК) с более высокой плотностью, остальные 32 СК (страта 2) — темным. Критерий Колмогорова-Смирнова равен  $K = 6,62$ , т.е. эти страты следует рассмотреть как выборки из разных генеральных совокупностей и для каждой отдельно оценивать параметры. В 16 из 47 СК уловы на траление были нулевыми.

В результате такой стратификации стандартное отклонение снизилось с 5,14 до 2,34,

**Таблица 4.** Статистики распределения русского осетра в 2010 г. в зоне ответственности России в Каспийском море при стратификации, показанной на рисунке 7

| Показатели                        | Северное мелководье | Приглубая зона объединена с добываемой частью |           |                           |                           | Дальнее побережье |
|-----------------------------------|---------------------|---|-----------|---------------------------|---------------------------|-------------------|
|                                   |                     | Страта 1                                      | Страта 2  | В целом без стратификации | В целом со стратификацией |                   |
| $N_h/n_h$                         | 65/53               | 15/13   | 32/32     | 47/45                     | 47/45                     | 45/27             |
| Средняя плотность                 | 0,66                | 9,08  | 1,22      | 3,49                      | 3,73                      | 1,82              |
| Дисперсия $D$ , экз. <sup>2</sup> | 2,65                | 43,91   | 2,11      | 26,44                     | 5,45                      | 20,46             |
| Стандартное отклонение $S$ , экз. | 1,63                | 6,63  | 1,45      | <b>5,14</b>               | <b>2,34</b>               | 4,52              |
| $CV$                              | 2,47                | 0,730   | 1,19      | 1,47                      | 0,63                      | 2,49              |
| Критерий Колмогорова-Смирнова     |                     | 6,62  | со стр. 2 |                           |                           |                   |

|     |     |     |     |     |   |   |   |   |    |   |   |
|-----|-----|-----|-----|-----|---|---|---|---|----|---|---|
|     |     |     |     | 376 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1  | 0 | 0 |
|     |     |     | 403 | 0   | 0 | 0 | 0 | 0 | 2  | 5 | 0 |
|     | 422 | 5   | xxx | 17  | 0 | 1 | 3 | 1 | 17 | 1 | 2 |
| 439 | xxx | 5   | 18  | 4   | 4 | 0 | 1 | 0 |    |   |   |
| 459 | xxx | xxx | 40  | 5   |   |   |   |   |    |   |   |

**Рис. 8.** Стратификация (вариант 1) Приглубой зоны для съёмки 2011 г. СК добывенной части отнесены к зоне Дгестнского побережья

|     |     |     |     |     |   |   |   |   |    |   |   |
|-----|-----|-----|-----|-----|---|---|---|---|----|---|---|
|     |     |     |     | 376 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1  | 0 | 0 |
|     |     |     | 403 | 0   | 0 | 0 | 0 | 0 | 2  | 5 | 0 |
|     | 422 | 5   | xxx | 17  | 0 | 1 | 3 | 1 | 17 | 1 | 2 |
| 439 | xxx | 5   | 18  | 4   | 4 | 0 | 1 | 0 |    |   |   |
| 459 | xxx | xxx | 40  | 5   |   |   |   |   |    |   |   |

**Рис. 9.** Второй вариант стратификации Приглубой зоны для съёмки 2011 г. Добывенные СК отнесены к зоне Дгестнского побережья

т.е. более чем в 2 раз. Таким образом, эта стратификация оказалась оптимальной.

В следующем примере, построенном на основе съёмки 2011 г. (рис. 8 и 9); показано, что даже незначительное изменение стратификации, заключающееся в обмене между стратификациями по одному СК, может существенно снизить дисперсию плотности в каждой стратификации и во всей Приглубой зоне.

Результаты по критерию Колмогорова -Смирнов показали, что при стратификации согласно

рис. 8 страты 1 и 2 следует рассмотреть отдельно ( $K = 4,316 > 2,95$ ), добывенные СК целесообразно объединить с Дгестнской зоной ( $K = 0,411$ ).

При втором варианте стратификации (рис. 9) нарушено условие связности, но незначительно — только один СК второй страты отнесен к первой, и один СК из первой страты отнесен ко второй.

Теперь критерий  $K = 5,10$ , дисперсия в обеих стратах Приглубой зоны значительно снизилась: если в первом варианте стандартное отклонение в первой страте было равно 13,2, во второй — 8,1, то во втором варианте — 12,5 и 1,47 соответственно (табл. 5). За счёт стратификации Приглубой зоны стандартное отклонение оценки плотности осетра в этой зоне уменьшилось более чем в 2 раза (с 8,02 до 3,86).

Как будет показано в следующих разделах, изменение в делении на страты влияет и на другие важные характеристики планирования траловых съёмок, например, на необходимый минимальный объём выборки и её распределение по подрайонам.

**СРАВНЕНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ РУССКОГО И ПЕРСИДСКОГО ОСЕТРА В 2007 Г.** Чтобы понять, одинаково ли распределяются два вида осетра в один и тот же год, проанализировано распределение в Приглубой зоне персидско-

**Таблиц 5.** Статистики распределения осетра по подрайонам во время съёмки 2011 г. при стратификации согласно варианту 2

|                                | Северное мелководье | Приглубая зона   |         |                           |                           | Добывенные СК | Дгестнское побережье | Дгестн + добывенные СК |
|--------------------------------|---------------------|------------------|---------|---------------------------|---------------------------|---------------|----------------------|------------------------|
|                                |                     | Страт 1          | Страт 2 | В целом без стратификации | В целом со стратификацией |               |                      |                        |
| $N_h/n_h$                      | 65/65               | 11/7             | 26/26   | 37/33                     | 37/33                     | 10            | 46/25                | 56/35                  |
| Средняя плотность              | 0,45                | 15,29            | 1,0     | 4,03                      | 5,05                      | 0,30          | 1,84                 | 1,40                   |
| Дисперсия D, экз. <sup>2</sup> | 2,03                | 156,90           | 2,16    | 64,27                     | 14,93                     | 0,456         | 11,56                | 8,77                   |
| Стандартное отклонение S, экз. | 1,43                | 12,53            | 1,47    | <b>8,02</b>               | <b>3,86</b>               | 0,675         | 3,40                 | 2,96                   |
| CV                             | 3,19                | 0,82             | 1,47    | 1,99                      | 0,77                      | 2,02          |                      |                        |
| Критерий Колмогорова -Смирнов  |                     | 5,1<br>со стр. 2 |         |                           |                           |               | 0,41<br>с доб.СК     |                        |



|     |     |    |     |     |    |   |    |    |   |   |   |
|-----|-----|----|-----|-----|----|---|----|----|---|---|---|
|     |     |    |     | 376 | 1  | 5 | 13 | 10 | 4 | 1 | 5 |
|     |     |    | 403 | xxx | 7  | 6 | 4  | 18 | 8 | 1 | 3 |
|     | 422 | 12 | xxx | 12  | 12 | 4 | 9  | 10 | 5 | 5 | 4 |
| 439 | xxx | 0  | 7   | 4   | 4  | 1 | 4  | 3  | 0 | 7 | 4 |
| 459 | 0   | 1  | 13  | 2   | 0  | 2 | 2  | 2  | 1 | 2 | 1 |

Рис. 10. Деление на страты Приглубой зоны в 2007 г. для персидского осетра

го осетра в 2007 г. Дело в том, что в последующие годы уловы этого вида были незначительны: например, в 2010 г. было поймано 11 экз., из них по 1 экз. в Северном мелководье и в Приглубой зоне и 9 экз. у бережистого побережья.

Кокосов, для персидского осетра в 2007 г. деление Приглубой зоны на страты следует проводить иначе, чем для русского осетра в том же году (см. рис. 3). Лучший вариант деления на страты при изучении распределения персидского осетра показан на рис. 10. Коэффициент Колмогорова-Смирнова при сравнении страт 1 и 2 меньше нижнего предела принятия решения о различии страт (предел равен 2,65,  $K = 2,62$ ), но очень к нему близок, поэтому рассмотрим эти страты отдельно. Благодаря стратификации позволило на 42% уменьшить стандартное отклонение плотности в Приглубой зоне (табл. 6). Добывленные СК (темно-серый цвет) объединены с зоной побережья (темно-серый цвет) ( $K = 0,138$ ).

При оценке параметров для всей зоны ответственности России не учитывали район Северного мелководья, поскольку в 2007 г. там поймано только один экземпляр персид-

ского осетра. Получено, что средняя плотность персидского осетра в 2007 г. равна 4,48 экз. на траление при стандартном отклонении 2,73 экз. на траление.

**ПРИМЕР РАСЧЁТОВ ЧИСЛЕННОСТИ ЗАПАСА РУССКОГО ОСЕТРА ДЛЯ 2004 Г. И ОПТИМАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ТРАЛЕНИЙ ПО СТРАТАМ ДЛЯ РАЗНЫХ ЛЕТ.** Для русского осетра в Северном мелководье, где используется 9-метровый трал, коэффициент уловистости принят равным  $q = 0,1$ , в других подрайонах используется 24-метровый трал, для которого  $q = 0,22$ . Площадь одного СК равна  $b = 242,4 \text{ км}^2$ . Протраленная площадь в Северном мелководье равна  $16326 \text{ м}^2$ , в остальных районах —  $37950 \text{ м}^2$ . Таким образом, за одно траление в Северном мелководье обловивается доля СК, равная  $tr/b = 0,67 \times 10^{-4}$ , в остальных подрайонах  $tr/b = 1,56 \times 10^{-4}$ . Несомненно, исследуется также незначительная часть площади районов, что трудно говорить о репрезентативности съёмки. Для иллюстрации сначала оценим значения параметров  $B_h$  по данным съёмки 2004 г., а также общую численность русского осетра в российской зоне по формулам (9) и (10) для различных страт, а также дисперсии численности  $D(Y)_{\text{фкт}}$ , полученные при фактическом распределении тралений по стратам (табл. 7).

В нижней части таблицы приведено оптимальное относительное распределение чисел тралений по стратам ( $n_h/n$ ), справедливые при

Таблица 6. Статистики распределения персидского осетра в 2007 г.

| Показатели                        | Приглубая зона без стратификации | Приглубая зона со стратификацией |                   |        | Добывленные СК | Побережье (Дгестн) | Дгестн + добывленные СК |
|-----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|-------------------|--------|----------------|--------------------|-------------------------|
|                                   |                                  | Страт 1                          | Страт 2           | Вместе |                |                    |                         |
| $N_h/n_h$                         | 37/34                            | 16/14                            | 21/20             | 37/34  | 10/10          | 45/21              | 55/31                   |
| Средняя плотность                 | 5,82                             | 8,79                             | 3,75              | 5,62   | 2,10           | 3,81               | 3,50                    |
| Дисперсия $D$ , экз. <sup>2</sup> | 19,97                            | 20,64                            | 9,57              | 6,94   | 4,32           | 26,36              | 17,79                   |
| Стандартное отклонение $S$ , экз. | 4,47                             | 4,54                             | 3,09              | 2,64   | 2,08           | 5,13               | 4,22                    |
| CV                                | 0,77                             | 0,52                             | 0,82              | 0,47   | 0,99           | 1,35               | 1,21                    |
| Критерий Колмогорова-Смирнова     |                                  | 2,62<br>со стр. 2                | 1,35<br>с доб. СК |        |                | 0,138<br>с доб. СК |                         |

**Т блиц 7.** Р счёт общей численности з п с русского осетр в зоне ответственности России, дисперсии этой оценки по д нным съёмки 2004 г. и оптимального (согласно двум критериям — неймновскому и его модифициции) р распределения количеств ст нций по стр т м [по Булгаков и др., 2014]

| Покзтели  | Приглубязон   |                | Прибрежнязон<br>Дгестн | Северное мелко-<br>водье | Сумм            |
|---|---------------|----------------|------------------------|--------------------------|-----------------|
|   | Стр т 1       | Стр т 2        |                        |                          |                 |
| $B_h$   | 493568        | 871002         | 1132303                | 9799338                  |                 |
| Численность з п с $Y_h$ , экз.  | <b>616960</b> | <b>3571110</b> | <b>1177595</b>         | <b>2685019</b>           | <b>8050685</b>  |
| $D(Y)_{фкт}$  | 2,73E+10      | 1,65E+11       | 7,38E+10               | 4,71E+11                 | <b>7,36E+11</b> |
| Относительное р распределение числ тр лений по стр т м согласно исходной формуле Неймн (13)         |               |                |                        |                          |                 |
| $n_h/n$   | <b>0,13</b>   | <b>0,41</b>    | <b>0,26</b>            | <b>0,20</b>              | <b>1</b>        |
| $D(Y)_{Неймн}$  | 2,63E+10      | 8,70E+10       | 5,46E+10               | 1,09E+12                 | 12,5E+11        |
| Относительное р распределение числ тр лений по стр т м согласно модифицированной формуле Неймн (14) |               |                |                        |                          |                 |
| $n_h/n$   | <b>0,07</b>   | <b>0,23</b>    | <b>0,14</b>            | <b>0,56</b>              | <b>1</b>        |
| $D(Y)_{opt}$  | 4,79E+10      | 1,58E+11       | 9,94E+10               | 3,87E+11                 | 6,92E+11        |

любом общем количестве тр лений  $n$ , причём к к полученное по методу Неймн, т к и по модифицированному н ми методу.

Покз но, что дв критерия оптимизции д ют существенно р злич ющиеся между собой р распределения тр лений по стр т м: н - пример, согласно модифицированному критерию Неймн более 50% тр лений следует проводить в Северном мелководье, в то время к к по исходному критерию Неймн — только около 20% тр лений.

Покжем д лее, к к изменение р распределения одного и того же количеств тр лений ( $n = 133$ ) по стр т м влияет н оценку ст ндртной ошибки оценки общей численности русского осетр в зоне ответственности России.

При ф ктическом р распределении тр лений по стр т м в 2004 г. дисперсия полученной оценки общей численности русского осетр р вн  $7,36 \times 10^{11}$ .

Ст ндртн я ошибк оценки общей численности р вн  $\sigma_Y = 0,86$  млн экз.

Если бы те же 133 тр ления были р распределены по стр т м оптимально согласно модифициции критерия Неймн (14), дисперсия уменьшил сь бы до  $D(Y)_{opt} = 6,92 \times 10^{11}$ ,  $\sigma_Y = 0,83$  млн экз. Если те же 133 тр ления р распределить согласно исходному критерию Неймн (13), то дисперсия был бы существенно выше:  $D(Y)_{Неймн} = 12,5 \times 10^{11}$ ,  $\sigma_Y = 1,12$  млн экз.

Эти р счёты покз ли, что предложенн я модифициция критерия Неймн оптимизирует р распределение тр лений по стр т м, в результате чего было получено минимальное ст ндртное отклонение оценки общей численности з п с. М тем тическое ожидание общей численности русского осетр во всех случаях одно и то же, поскольку при его р счёте уже было учтено, что в р зных стр т х применяются р зные орудия лов.

**РАСЧЁТ МИНИМАЛЬНО НЕОБХОДИМОГО РАЗМЕРА ВЫБОРКИ.** Р ссмотрим з д чу оценки общего количеств тр лений  $n$  при условии, что относительн я ошибк общей численности не должн превыш ть з д нной величины  $\delta$ . При условии, что р змещение тр лений по стр т м должно удовлетворять модифицированному условию Неймн (14), для р счёт  $n$  выше был получен формул (15).

В т блице 8 приведены полученные зн чения минимального сумм рного количеств тр лений для трёх зн чений относительной ошибки общей численности русского осетр  $\delta$  и для двух уровней доверительной вероятности  $P$ .

Т ким обр зом, взяв з основу съёмки, проведённые в р зные годы, получ ем р зличные оценки необходимого объём выборки для одного и того же доверительного уровня. В последние годы общ я численность з п с снижается, потому выборки получ ются все менее репрезент тивными, и следов тельно, требует-

**Т блиц 8.** Необходим я величин выборки для обеспечения требуемой точности (относительной ошибки) оценки численности русского осетр с р зной доверительной вероятностью при соблюдении оптим льного (модифициров нного нейм новского) р спределения тр лений для съёмов в 2004, 2007, 2010 и 2011 гг.

| Относи-<br>тельн я<br>ошибк чис-<br>ленности $\delta$ | Доверительн я вероятность по год м |               |               |               |               |               |               |               |
|---|------------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
|   | 2004                               |               | 2007          |               | 2010          |               | 2011          |               |
|   | $\rho = 0,90$                      | $\rho = 0,95$ | $\rho = 0,90$ | $\rho = 0,95$ | $\rho = 0,90$ | $\rho = 0,95$ | $\rho = 0,90$ | $\rho = 0,95$ |
| 0,10  | 388                                | 548           | 953           | 1344          | 272           | 840           | 1217          | 1717          |
| 0,15  | 173                                | 244           | 423           | 597           | 265           | 373           | 540           | 763           |
| 0,20  | 97                                 | 137           | 238           | 336           | 149           | 210           | 304           | 429           |

**Т блиц 9.** Относительное р зменение тр лений по подр йон м для двух видов осетров и для р зных лет съёмки. Выделены н ибольшие доли для к ждого год и вид

|                        | Стр т 1 | Стр т 1 | Д гест н +<br>доб вленные СК | Северное мелководье |
|------------------------|---------|---------|------------------------------|---------------------|
| Русский осётр, 2004    | 0,07    | 0,23    | 0,14                         | <b>0,56</b>         |
| Русский осётр, 2007    | 0,26    | 0,05    | 0,09                         | <b>0,60</b>         |
| Русский осётр, 2010    | 0,12    | 0,067   | 0,15                         | <b>0,67</b>         |
| Русский осётр, 2011    | 0,17    | 0,10    | 0,19                         | <b>0,54</b>         |
| Персидский осётр, 2007 | 0,20    | 0,18    | <b>0,62</b>                  | —                   |

ся увеличив ть их объём либо огр ничив ться большей допустимой относительной ошибкой. В ре льной ситу ции в ук з нные годы р зменение тр лений по стр т м не было оптим льным, общее количество тр лений сост вляло около 133 в год.

К к можно видеть по результ т м тр ловых съёмов, простр нственное р спределение русского осетр по стр т м меняется по год м, это приводит к р зличным рекоменд циям по оптим льному р спределению тр лений (выборок) по подр йон м (т бл. 9). Тем не менее, для съёмов русского осетр во всех четырёх р ссмотренных год х 50–60% тр лений следует проводить в Северном мелководье.

**ОБЪЕДИНЕНИЕ ДАННЫХ ЛЕТНИХ ТРАЛОВЫХ СЪЁМОВ ЗА ПЕРИОД 2007–2011 ГГ. ДЛЯ ОСЕТРА БЕЗ РАЗДЕЛЕНИЯ НА ВИДЫ.** В этом р зделе д нные уловов осетр при тр лениях по к ждому СК усредняются з 5 лет, — с 2007 по 2011 г. включительно. Д нные по улов м русского и персидского осетр объединены, поскольку нет уверенности, что виды р спозн ются к ждый год по одной и той же методике, т кже нет уверенности в суще-

ствов нии двух р зных видов, не р зличных фенотипов одного и того же вид .

Согл сно критерию Колмогоров -Смирно в получ ем, что  $K$  (стр. 1, стр. 2) = 7,46, что озн ч ет, что эти стр ты следует р ссм три- в ть отдельно;  $K$  (стр. 2, доб вл.) = 0,233,  $K$  (Д гест., доб вл.) = 1,40, т.е. доб вленные СК можно объединить и со стр той 2, и с Д - гест нской зоной, но объединяем их только со стр той 2, поскольку коэффициент  $K$  в этом случ е существенно ниже (рис. 11).

Результ ты н лиз приведены в т бл. 10. В последней строке приведено оптим льное

|     |     |     |      |      |     |     |     |      |     |     |     |
|-----|-----|-----|------|------|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|
|     |     |     |      | 376  | 1.6 | 1.8 | 7   | 8.2  | 7.4 | 3.8 | 8   |
|     |     |     | 403  | 2.8  | 5.2 | 7   | 2.4 | 16.2 | 8.2 | 2.4 | 2.2 |
|     | 422 | 7.4 | xxx  | 9.4  | 6   | 6.8 | 5.2 | 9    | 7.6 | 3.2 | 3   |
| 439 | xxx | 5.2 | 30.4 | 12.2 | 5.8 | 2.8 | 2.2 | 4.4  | 2.8 | 3   | 1.8 |
| 459 | 0.2 | 3   | 17.6 | 4    | 1.8 | 7   | 4.8 | 1.6  | 4.6 | 2.4 | 0.2 |

**Рис. 11.** Средний з 5 лет улов н тр ление по СК в Приглубой зоне. Светло-серым цветом обозн чены СК (22 СК), отнесенные к стр те 1, серым — к стр те 2 (15 СК). Доб вленные СК — темно-серым — отнесены к стр те 2. Условие связности стр ты не выполняется

**Т блиц 10.** Ст тистики усреднённого з 5 лет р спределения осетр (русского и персидского вместе) и р счёт общей численности осетр и р змещения тр лений по стр т м

| Ст тистики                     | Стр т 1     | Стр т 2 +<br>доб вленные СК | Побережье<br>Д гест н | Северное<br>мелководье |
|--------------------------------|-------------|-----------------------------|-----------------------|------------------------|
| Средняя плотность, E           | 9,49        | 2,79                        | 2,06                  | 0,31                   |
| Дисперсия, D                   | 35,48       | 2,12                        | 5,49                  | 0,31                   |
| Ст ндр тное отклонение, S      | 5,96        | 1,454                       | 2,34                  | 0,55                   |
| Ошибк среднего                 | 1,27        | 0,291                       | 0,35                  | 0,07                   |
| $N_h$ (количество СК в стр те) | 22          | 25                          | 45                    | 66                     |
| $CV=S/E$                       | 0,628       | 0,521                       | 1,14                  | 1,80                   |
| $B_h$                          | 638735      | 725835                      | 1306504               | 9799339                |
| $Y_h$                          | 6061597     | 2026532                     | 2694664               | 3008397                |
| $n_h/n$                        | <b>0,29</b> | <b>0,07</b>                 | <b>0,23</b>           | <b>0,41</b>            |

(для 5 последних лет) р змещение тр лений по стр т м.

Вновь с мое большое количество тр лений должно приходиться н Северное мелководье, но только 40%, не 56–67%, к к рекомендов лось для русского осетр в отдельные годы. Доб вленные СК рекомендуется объединять со стр той 2 Приглубой зоны, тогд около 36% тр лений будет приходиться н всю эту зону и около 23% — н Д гест нское побережье.

**Выводы.** При н лучшем р збииении р йон н стр ты точность оценки общей численности з п с з метно улучш ется. В р ссмотренных пример х стр тифик ция Приглубой зоны позволил бы снизить дисперсию оценки средней плотности з п с в этой зоне в 2 р з (в 2007 г.), и более чем в 4 р з для съёмк 2010 и 2011 гг.

Р зр бот нн я модифик ция критерия Нейм н оптим льного р змещения тр лений между стр т ми учитыв ет р зличия п р метров тр лов в р зных подр йон х, существенно улучш я результ т по ср внению с исходным критерием Нейм н . Для съёмки русского осетр в 2004 г. т к я модифик ция снизил ст ндр тную ошибку численности в 1,35 р з.

Очевидно, что пл ниров ние съёмки, в том числе р змещение тр лений по стр т м, должно проводиться до ее проведения. Из-з зн чительных межгодовых р зличий р спределения осетр в К спийском море нецелесообр зно бр ть з основу д нние съёмки к кого-то одного предыдущего год . Кроме того, к к пок -

з л съёмк 2007 г., р спределение русского и персидского осетр р зличны, пл ниров ть съёмку для к ждого вид отдельно не имеет смысл . Поэтому для усреднённых з 5 лет д нних тр ловых съёмк по двум з п с м осетр вместе проведены р счёты оптим льного р змещения тр лений (см. т бл. 10). Именно т кое р змещение следует рекомендов ть при пл ниров нии тр ловых съёмк в российской зоне ответственности в К спийском море, во всяком случ е, н тот период, пок не будут н йдены ф кторы, с дост точной достоверностью определяющие р спределение осетров и позволяющие его прогнозиров ть.

*Р бот поддерж н гр нтом РНФ 14-11-00687.*

#### ЛИТЕРАТУРА

- Аксютин З.М. 1968. Элементы м тем тической оценки результ тов н блюдений в биологических и рыбохозяйственных исследований. М.: Пищев я промышленность. 288 с.
- Бул ков Т.И., Б б ян В.К., В сильев Д.А., Мих йлов А.И., С ф р лиев И.А. 2013. К вопросу стр тифик ции зоны ответственности Российской Федер ции в К спийском море при проведении тр ловых съёмк // Вопросы рыболовств . Том 14. № 2 (54). С. 364–376.
- Бул ков Т.И., Б б ян В.К., В сильев Д.А., Мих йлов А.И., С ф р лиев И.А. Оптимиз ция р змещения з пл ниров нного числ тр лений по стр т м и р счёт численности русского осетр в зоне ответственности РФ К спийского моря // Вопросы рыболовств Том 15. № 1. С. 156–161.

- Гсюков П. С., Тимошенко Н. М., Косткин С. М., Фельдман В. Н., Нестеров А. А., Назаров Н. А., Зезер А. С., Фролкин Ж. А. 2006. Методическое руководство по планированию и проведению морских экспедиционных исследований состояния запасов промысловых гидробионтов в Атлантическом океане, юго-восточной части Тихого океана и в Балтийском море. Калининград: АтлантНИРО. 181 с.
- Зубов Н. Н. 1957. Океанологические таблицы. М.: Гидрометеониздат, 280 с.
- Кокрен У. 1976. Методы выборочного исследования. М.: Статистика. 440 с.
- Корн Г., Корн Т. 1968. Справочник по математике / Перевод с англ. М.: Наука, главный редакция физ.—математической литературы. 720 с.
- Пиллинг Г. М., Вендер Кууж, Демидов Г. М., Коттер А. Д. Р. 2006. Обобщение мирового опыта в области оценки запасов применительно к управлению рыбными ресурсами Каспийского моря / Перевод с англ. В. К. Бабаян. СЕФАС, Великобритания. 77 с.
- Урбан В. Ю. 1964. Биометрические методы. М.: Наука. 415 с.
- Хен Г., Шпиро С. 1969. Статистические модели в инженерных задачах / Перевод с англ. М.: Издательство «Мир». 395 с.
- Aitchison J. 1955. On the Distribution of the Positive Random Variables Having a Discrete Probability Mass at the Origin / Journal of the American Statistical Association. No. 50. P. 901–908.
- Sabatella Ev., Franquesa R. 2004. Manual of Fisheries Sampling Surveys: Methodologies for Estimations of Socio-Economic Indicators in the Mediterranean Sea // Rome, FAO Studies and Reviews. No. 73. 37 p.

## Aspects of Improvement of Caspian Sturgeon Trawl Survey Methodology

*T. I. Bulgakova<sup>1</sup>, V. K. Babayan<sup>1</sup>, D. A. Vasilyev<sup>1</sup>, A. I. Mikhailov<sup>1</sup>, I. A. Safaraliev<sup>2</sup>*

<sup>1</sup> Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (Moscow)

<sup>2</sup> Caspian Fisheries Research Institute (Astrakhan)

e-mail: tbulgakova@vniro.ru

The paper presents methodological aspects of trawl survey planning of the Russian sturgeon from the Russian Federation responsibility area of the Caspian Sea and processing of the data obtained. The most attention is given to aspects of survey stratification, which enables us to obtain more accurate stock abundance estimates, to optimal allocation of samples by strata and necessary sample size. The calculations are made for a number of years.

**Key words:** Caspian Sea, trawl survey planning, sampling methods, stock abundance estimation.

УДК 639.2.053.7: 519. 226.2+234

**Робастные функции при вхождении для оценки параметров моделей «зпс — промысел»***Д.А. Васильев, В.К. Бобын*

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО,  
г. Москва)  
e-mail: dvasilyev@vniro.ru

Рассмотрены подходы к повышению робастности функций при вхождении при их использовании для оценки параметров моделей «зпс — промысел».

**Ключевые слова:** модели «зпс — промысел», робастные функции при вхождении.

**ВВЕДЕНИЕ**

В настоящее время для оценки параметров интегральных рыбохозяйственных моделей, включающих в себя рэнообработку и рэно-родную информацию, часто используются приемы, основанные на максимизации функции при вхождении. Однако это связано с тем, что функции при вхождении позволяют статистически корректно объединить информацию об интересующем параметре, значимую в различных видах используемых данных. Кроме того, функции при вхождении позволяют применять байесовский анализ и привлечь к анализу иные виды информации вплоть до экспертных оценок. С другой стороны, функции при вхождении, как классические, так и более сложные, как следствие, исключительно не робастны.

**РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ**

Робастность является ключевым понятием в статистике. Имеются различные определения данного понятия, однако чаще всего под

робастностью понимается нечувствительность к малым отклонениям от допущений, лежащих в основе оценки [Huber, 1981; Hampel et al., 1986]. В свою очередь, понятие малых отклонений понимается с двух точек зрения, обе из которых важны: (1) небольшие отклонения для всех точек или (2) значительные отклонения для небольшого числа точек. Второе толкование понятия малых отклонений связано с понятием резко выделяющихся значений (так называемых утлеров).

Классические критерии оценки, например, основанные на методе максимизации при вхождении, оптимальны только в том случае, если модель сформулирована корректно, но они могут быть очень чувствительны к утлерам. В статистике известны критерии (статистические функции), имеющие более высокую робастность. Среди них: медиана, считающаяся наиболее робастной мерой положения; абсолютная медианная отклонение, часто рассматриваемое в качестве наиболее робастной меры масштаба; критерии, основанные

ные меры плотности (например, минимальное состояние Хеллнджер); некоторые непараметрические статистики. Они не являются идеальными, поскольку, например, медиана является робастной статистикой, но имеет более низкую эффективность (если не стремиться к строгости формулировок, под эффективностью критерия можно понимать его способность найти наилучшее решение среди группы близких решений). Иногда предлагается комбинировать робастные свойства одних статистических критериев с высокой эффективностью других с помощью так называемых QIF-функций. Эти функции позволяют комбинировать свойства различных критериев. Например, можно сформулировать двукритерий, по своим свойствам находящийся между средним и медианой, который бы имел эффективность, приближённую к эффективности среднего, но в то же время был достаточно робастным [Park, Lindsay, 1999]. Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  является случайной выборкой,  $F_n(\cdot)$  является эмпирической функцией распределения, заданной как

$$F_n(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(x_i \leq X),$$

где  $I(\cdot)$  — индикаторная функция. QIF-критерий, основанный на расширенной результативной функции  $g(\cdot)$ , можно определить как:

$$\hat{\theta}_n = \arg \inf_{\theta} Q(\theta; g, F_n) = \arg \inf_{\theta} Q(\theta; g, X).$$

Парк и Линдсей [Park, Lindsay, 1999] сравнили QIF-критерий с другими известными критериями оценки параметров положения, например, с оценкой максимального правдоподобия, средним, медианой, оценкой Ходжеса-Лемана, оптимальной R-оценкой, M-оценкой Хьюбера и оценкой Чен-Хе. Перечисленные выше оценки могут быть представлены следующим образом.

Оценка Ходжеса-Лемана:

$$\text{median}_{i \leq j} \left( \frac{X_i + X_j}{2} \right)$$

рассматривается как компромисс между средним и медианой. Эта оценка является симметрично эффективной для логистического

распределения и имеет асимптотическую относительную эффективность (ARE) относительно среднего не менее 0,86. Эта оценка является также весьма робастной, но может быть неэффективной для некоторых симметричных распределений.

M-оценка Хьюбера может быть получена решением относительно  $\theta$  следующего уравнения:

$$\sum_{i=1}^n \psi_k \left( \frac{X_i - \theta}{S_n} \right) = 0,$$

где  $\psi_k(t) = \min\{k, \max(t, -k)\}$ ,  $S_n$  является робастной оценкой стандартного отклонения. В качестве робастного эстиматора (характеристики) стандартного отклонения можно использовать абсолютное медианное отклонение AMD:

$$S_n = AMD_n \approx 1,4826 \text{ median}_i \{ |X_i - \text{median}_j(X_j)| \}.$$

Критерий Чен-Хе основан на минимизации асимптотической дисперсии всех линейных комбинаций среднего и медианы.

Численные эксперименты показали, что для нормального распределения QIF-критерий может терять эффективность в случае малых выборок, но почти столь же эффективен, как и наименьшая средняя ошибка, для больших выборок. Для загрязнённых данных (данных, в некоторые значения которых внесены ошибки) этот критерий оказывается наиболее эффективным среди всех перечисленных выше критериев. Результаты показали, что оценки Ходжеса-Лемана и Чен-Хе могут быть неэффективны для симметричных ошибок.

В целом робастные статистики и процедуры разработываются с целью дать возможность избиваться от влияния утлеровых результатов оценки. Однако пока не существует единого понятия утлеров не столь однозначно. Р. Hampel [2002] рекомендует различать утлеры и большие (gross) ошибки. Аутлеры (или в более общем виде — резко выделяющиеся подструктуры) являются наблюдениями, которые сильно отличаются от большей части наблюдений или, точнее, которые не соответствуют структуре, определяемой большинством наблюдений. Указывается, что понятие

утлеров является несколько искусственным понятием с р-змытыми границами и достаточно большой переходной зоной. Однако это понятие является полезным, если не забывать об этом. Тем не менее «большие» ошибки возникают в случаях, когда в эксперименте что-то явно было не так, например, в результате поломки оборудования, неправильного выбора теорий и т.д. Естественно, доля «больших» ошибок зависит от качеств всех данных, однако даже для данных, считающихся «хорошими» (т.е. данных, полученных с соблюдением всех статистических предосторожностей), как правило, имеется 1–10% «больших» ошибок. Аутлеры могут являться «большими» ошибками, однако они могут также генерироваться статистическими распределениями с более широкими хвостами. Если известно, что некоторые точки являются точками с «большими» ошибками, то тем точкам в анализе естественно присвоить нулевой статистический вес, однако если это аутлеры (т.е. результаты, полученные в результате правильно проведенных наблюдений), то это вовсе не значит, что им следует дать полный статистический вес в случае, если в анализе принимается модель нормального распределения. Тут следует рассмотреть возможность использования статистических моделей с более широкими хвостами.

Однако возникает вопрос, какую из моделей с более широкими хвостами использовать? В действительности рассматриваемый выбор может содержать аутлеры, но может не содержать достаточно точной информации для однозначного выбора модели распределения. Эта проблема особенно важна, если оценка параметров модели проводится не путем минимизации некоторой функции потерь, которую можно сделать в известной степени «свободной» от выбора функции распределения, путем максимизации функции правдоподобия, что является необходимым элементом байесовского анализа. Формирование компонент общей функции потерь может сильно зависеть от свойств конкретных данных. Это может приводить к некоторым теоретическим проблемам в определении статистических весов для компонент функции потерь, например, если возникает необходимость объединения в ней суммы квадратов остатков для одного вида данных с абсолютным меди-

анным отклонением для другого вида данных и т.д. Именно по этой причине часто отдается предпочтение работе с функциями правдоподобия, поскольку в идеале именно таким образом можно избежать проблемы взвешивания различных источников информации. Однако это преимущество часто является иллюзорным, если данные содержат аутлеры и при этом применяются процедуры снижения их влияния.

Авторы [Chen, Fournier, 1999] исследовали «смешное» распределение как способ получения робастного распределения, которое было бы менее чувствительно к аутлерам и одновременно хорошо работало в отсутствие аутлеров. «Смешное» распределение может увеличивать величину своих хвостов в соответствии с наличием аутлеров в данных. Они использовали распределение, в котором ошибки подчиняются либо закону распределения  $N(0, \sigma^2)$  с вероятностью  $1 - \rho$ , либо распределению с более толстыми хвостами с вероятностью  $\rho$ . Авторы использовали функцию плотности вероятности вида :

$$\rho(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi g \sigma}} \left[ 1 + \frac{x^4}{(g \sigma)^4} \right]^{-1},$$

где параметр  $g$  сможет использоваться для настройки ширины распределения с толстыми хвостами. Увеличение значения  $g$  утолщает хвосты, увеличивая тем самым вероятность присутствия экстремальных значений, далеких от среднего. Для этого двухкомпонентного «смешного» распределения нормальное распределение, имеющее большую априорную вероятность  $(1 - \rho)$ , описывает «правильные» наблюдения, распределение с жирными хвостами, имеющее малую априорную вероятность  $(\rho)$ , описывает «проблемные» наблюдения (аутлеры). Значение  $\rho$  было принято равным 0,05. Соответствующая функция правдоподобия для наблюдений может быть представлена в виде:

$$L(\beta, \sigma | X, Y) = \prod_{i=1}^N \left\{ \frac{1 - \rho}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(Y_i - f_i(X_1, \dots, X_k; \beta))^2}{2\sigma^2}\right] + \frac{2\rho}{\sqrt{\pi g \sigma}} \left[ 1 + \frac{(Y_i - f_i(X_1, \dots, X_k; \beta))^4}{(g \sigma)^4} \right]^{-1} \right\}$$



Проблемой в данном подходе является выбор  $\rho$ , поскольку при  $\rho$  различных его значения можно получить существенно разные результаты, информации для его объективного выбора в общем случае нет.

В целом большинство подходов к робастизации функций правдоподобия направлены на улучшение описания утлеров выборочной статистической моделью. Но остается вопрос: поможет ли это реально снизить влияние утлеров на результат анализа? Ф. Хэмпел [Hampel, 2002] подчеркивает, что наиболее часто применяемым способом является замена исходной метрической модели, (например, модели нормального распределения) другими специальными и более сложными моделями. Строго говоря, эти модели столь же не реалистичны, что и исходная модель. Правда, если эти модели выбраны разумно, то они могут работать, но судить об этом можно только на основе теории робастности.

Менее противоречивым способом является выделение утлеров и присвоение им пониженных статистических весов в рамках анализа с помощью какого-либо простого закона распределения. Критерием для нахождения утлеров в многомерном случае может служить состояние М-х робастов:

$$(y - \hat{\mu})^T \hat{\Sigma}^{-1} (y - \hat{\mu})$$

для вектора наблюдений  $y$ , где  $\hat{\mu}$  и  $\hat{\Sigma}$  — оценки вектора положения и ковариационной матрицы.

Предложен также метод робастизации оценок максимального правдоподобия с использованием так называемых  $\Psi$ -функций правдоподобия.

Метод выделения и придания понижающих статистических весов утлерам на основе  $\Psi$ -функций правдоподобия состоит в следующем. Пусть  $f(y, \theta)$  является статистической моделью для имеющихся наблюдений  $\{y_i; i = 1, \dots, n\}$ , где  $f(y, \theta)$  является функцией плотности относительно некоторой несущей меры  $\nu(dy)$ ,  $\Theta$  является пространством для параметров  $\theta$ . Логрифмическая функция правдоподобия определяется как сумма логрифмов функций плотности:

$$L(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n l(y_i, \theta),$$

где  $l(y, \theta) = \log f(y, \theta)$ . Без потери общности можно усовершенствовать метод максимального правдоподобия для учета ситуаций, когда данные могут включать в себя утлеры.

Пусть  $\Psi$  является  $\rho$ -ступенчатой дифференцируемой функцией.  $\Psi$ -функция правдоподобия определяется как:

$$\bar{L}_\Psi(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Psi(l(y_i, \theta)) - b_\Psi(\theta)$$

для наблюдений  $\{y_i\}$ , где:

$$b_\Psi(\theta) = \int \Psi^*(l(y, \theta)) \nu(dy)$$

и

$$\Psi^*(z) = \int_0^z \exp(s) \frac{\partial \Psi}{\partial s}(s) ds.$$

Этими (критериями оценивания) на основе максимума  $\Psi$ -функции правдоподобия, называемый  $\Psi$ -эстиматором, определяется как:

$$\hat{\theta}_\Psi = \arg \max_{\theta \in \Theta} \{\bar{L}_\Psi(\theta)\}.$$

Если  $\Psi(z) = z$ , то метод  $\Psi$ -функций правдоподобия сводится к обычному методу максимального правдоподобия, поскольку  $b_\Psi(\theta) = 1$ . Известно, что метод максимального правдоподобия является выборочным аналогом метода минимизации отклонения Кулла-Лейблера от действительного распределения в статистической модели. Отклонение Кулла-Лейблера определяется по частоте отклонений  $f(y)$  от  $g(y)$  (плотностей относительно  $\nu(dy)$ ) как:

$$KL(f, g) = \int_y g(y) \log \frac{g(y)}{f(y)} \nu(dy)$$

и, следовательно:

$$KL(f(\bullet, \theta), g) = -E_g \{l(y, \theta)\}$$

с учетом того, что постоянные множители в  $\Theta$  опускаются. Поэтому логрифмическая функция правдоподобия  $L(\theta)$  эквивалентна  $E_g \{l(y, \theta)\}$ , если математическое ожидание  $E_g$  заменить эмпирическую функцию наблюдений. Таким образом, что максимум функции правдоподобия будет эквивалентен минимуму отклонения Кулла-Лейблера.

Другим подходом является использование лог-логистической функции в качестве генерирующей функции:

$$\Psi_{\eta}(z) = \log \frac{1 + \exp(z + \eta)}{1 + \exp(\eta)},$$

$$\Psi_{\eta}^*(z) = \exp(z) + \exp(\eta) \log \frac{1}{\exp(z) + \exp(\eta)}.$$

Тогда функция весов будет иметь вид:

$$\Psi_{\eta}(z) = \frac{\partial}{\partial z} \Psi(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z - \eta)}.$$

Параметр  $\eta$  называется параметром насыщения.

Другим вариантом выбора генерирующей функции является:

$$\Psi_{\beta}(z) = \frac{\exp(\beta z) - 1}{\beta};$$

$$\Psi_{\beta}^*(z) = \frac{\exp\{(1 + \beta)z\}}{1 + \beta},$$

где  $\beta > 0$ . Этим образом, основным  $\Psi_{\beta}(z)$  и насыщаемый  $\beta$ -этим образом, получается с учетом минимизации целевой функции вид:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{f(y_i, \theta)^{\beta}}{\beta} - \int \frac{f(y, \theta)^{1+\beta}}{1 + \beta} d\nu(y).$$

Этот подход фактически совпадает с M-этим образом [Huber, 1981].

Если записать:

$$\rho(y, \theta) = \Psi(l(y, \theta)) - b_{\Psi}(\theta),$$

то  $\Psi$ -этим образом эквивалентен M-этим образу для  $\rho$ .

Для получения  $\Psi$ -этим образом  $\theta\Psi$  предложен следующий алгоритм. Оценка  $\theta^{(k)}$  на шаге  $k$  преобразуется в оценку  $\theta^{(k+1)}$  на следующем шаге по формуле:

$$\hat{\theta}^{(k+1)} = \arg \max_{\theta} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Psi(l(y_i, \theta^{(k)})) l(y_i, \theta) - b_{\Psi}(\theta) \right\},$$

где  $k = 0, 1, \dots$ , начиная с некоторого  $\rho$  зумно выбором начального приближения  $\theta_0$ . Тогда

выражение для оценки  $\theta^{(k+1)}$  можно записать так:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Psi(l(y_i, \theta^{(k)})) S(y_i, \theta) = E_{\theta} \{ \Psi(l(y, \theta)) S(y, \theta) \},$$

где  $\Psi(z) = (\partial/\partial z)\Psi(z)$  и  $S(y, \theta) = (\partial/\partial \theta) \ell(y, \theta)$ .

### Выводы

Использование функций при подобию для оценки параметров рыболовственных моделей является ключевым элементом в процедуре оценки параметров, однако их практическое применение должно основываться на использовании достаточно robustной модели для выявления и блужданий, содержащих большие ошибки, и их коррекции.

### ЛИТЕРАТУРА

- Cadigan N. G., Myers R. A. 2001. A Comparison of Gamma and Lognormal Maximum Likelihood Estimators in a Sequential Population Analysis // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 58. P. 560–567.
- Chen Y., Fournier D. 1999. Impacts of Atypical Data on Bayesian Inference and Robust Bayesian Approach in Fisheries // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 56. P. 525–533.
- Deriso R. B., Quinn T. J. II, Neal P. R. 1985. Catch-Age Analysis with Auxiliary Information // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 42, N 4. P. 815–824.
- Doubleday W. G. 1976. A Least Squares Approach to Analysing Catch at Age Data // ICNAF Res. Bull. 12. P. 69–81.
- Fournier D. A., Hampton J., Sibert J. R. 1998. MULTI FAN-CL: a Length-Based, Age-Structured Model for Fisheries Stock Assessment, with Applications to South Pacific Albacore // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 55. P. 1–12.
- Gudmundsoon G. 1986. Statistical Considerations in the Analysis of Catch-at-Age Observations // J. Cons. Int. Explor. Mer. № 43. P. 83–90.
- Hampel F. 2002. Some Thoughts about Classification // Research Report No. 102. January 2002. Seminar fur Statistik Eidgenossische Technische Hochschule (ETH) CH-8092, Zurich, Switzerland. 19 p.
- Hampel F. R., Ronchetti E. M., Rousseeuw P. J., Stahel W. A. 1986. Robust Statistics: The Approach Based on Influence Functions. New York: Wiley.

- Huber P.J.* 1981. Robust Statistics. NY: John Wiley & Sons.
- Park Ch., Lindsay B.G.* 1999. Robust Estimation and Tests based on Quadratic Inference Function. Technical Report #99-02. May, 1999. Center for Likelihood Studies, Department of Statistics, The Pennsylvania State University. PA 16802. 42 p.
- Passarin K.* 2004. Robust Bayesian estimation. Università Dell'insubria, Facoltà di Economia, 11/2004.
- Shertzer K.W., Prager M.H.* 2002. Least Median of Squares: A Suitable Objective Function for Stock Assessment Models? // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 59. P. 1474–1481.
- Tsou T. — Sh., Richard R.M.* 1995. Robust Likelihoods // Journal of American Statistical Association. March 1995. Vol. 90. No. 429. P. 316–320.
- Vasilyev D.* 2004. Winsorization: Does It Help in Cohort Models? // ICES CM2004/K:45.
- Vasilyev D.* 2005. Key Aspects of Robust Fish Stock Assessment. M.: VNIRO Publishing. 105 p.

## Robust Likelihood Functions for Estimation of Parameters of Stock-Fishery Models

*D. Vasilyev, V. Babayan*

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: [dvasilyev@vniro.ru](mailto:dvasilyev@vniro.ru)

Some approaches to increase the robustness of likelihood functions in their application for estimation of parameters of stock assessment models are considered.

**Key words:** stock assessment models, robust likelihood functions.

УДК 639.2.053.7:597–154.343.087

## Использование данных мечения для повышения надежности результатов модельного анализа состояния запасов

Д.А. Васильев, В.К. Бобын, Т.И. Булгаков

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО, г. Москва)

e-mail: dvasilyev@vniro.ru

Рассмотрены аспекты включения результатов мечения в процедуру оценки запасов с использованием когортных моделей.

**Ключевые слова:** мечение, оценка состояния запасов.

### ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время различным приемом работы с шумленными данными, основным из которых является методистика, в рамках эдч, решаемых с помощью моделей оценки состояния запасов, уделяется значительное внимание [Васильев, 2001; Vasilyev 2004, 2005, 2006; Vasilyev, Tjelmeland 2007]. В определенных случаях низкое качество традиционных видов дополнительной информации (уловов и усилие, результаты съемок с вертикальной структурой или без нее и т.д.) вызывает необходимость привлечения к оценке иной информации. Одним из видов такой информации являются данные мечения.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В простейшем случае, если рассматриваются результаты однокортного мечения в гомогенной популяции, в которой отсутствуют миграция и пополнение между моментом мечения и поимки, само мечение не изменяет биологических характеристик помеченных рыб, то несмещенная оценка численности запасов  $\hat{N}$

в момент мечения может быть получен по формуле Петерсен [Seber, 1982], имеющей вид:

$$\hat{N} = \frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)}{m + 1} - 1,$$

где  $n_1$  — число помеченных рыб;  $n_2$  — количество рыб, проверенных на наличие метки;  $m$  — число обнуженных меток.

При более подробном рассмотрении в рамках когортных моделей, данные мечения могут быть источником ценной информации о промысловой и естественной смертности. Рассмотрим обобщенную модель Полчек [Polachek et al., 2006; Hillary, Agnew, 2006]. Предполагается, что для каждого поколения выполняются стандартные соотношения когортных моделей:

$$\begin{aligned} P_{y+1,a+1} &= P_{y,a} \exp(-F_{y,a} - M_{y,a}); \\ \hat{C}_{y,a} &= \frac{F_{y,a}}{M_{y,a} + F_{y,a}} P_{y,a} \left(1 - \exp(-F_{y,a} - M_{y,a})\right), \end{aligned}$$

где  $\rho$ ,  $C$ ,  $F$  и  $M$  предствляют собой численность, уловы, мгновенные коэффициенты промысловой и естественной смертности для год  $y$  и возрастной группы  $a$ .

Для упрощения этих уравнений обозначим годовую коэффициент выживания для возрастной группы через  $\psi_a$ , коэффициент эксплутации для возрастной группы — через  $\xi$ . Тогда получим:

$$\psi_a = \exp(-F_a - M_a);$$

$$\xi_a = \frac{F_a}{M_a + F_a} (1 - \psi_a).$$

Если коэффициент возврата меток для  $i$ -го возраста  $\lambda_a$ ,  $N_a$  — количество помеченных рыб в возрасте  $a$ , то количество обнаруженных помеченных рыб  $R$  в возрасте  $i \geq a$  составит:

$$R_{a,i} = N_a \lambda_i \xi_i \prod_{j=a}^{i-1} \psi_j,$$

«теоретические» значения уловов по возрастным группам для данного поколения оцениваются по формуле:

$$\hat{C}_i = \rho_a \xi_i \prod_{j=a}^{i-1} \psi_j.$$

Предположим, что количество пойманных помеченных рыб для данного поколения имеет полиномиальное распределение. Тогда функция правдоподобия для  $R$  может быть записана в виде:

$$LR = \Phi \times \prod_a \left[ \left( \prod_{i \geq a} \rho_{a,i}^{R_{a,i}} \right) \times \left( 1 - \sum_{i \geq a} \rho_{a,i} \right)^{N_a - \sum_{i \geq a} R_{a,i}} \right],$$

где

$$\Phi = \prod_a \frac{N_a!}{\prod_{i \geq a} R_{a,i}! \left( N_a - \sum_{j < a} R_{a,j} \right)!},$$

вероятность поимки помеченной особи  $\rho_{a,i}$  может быть выражена как:

$$\rho_{a,i} = \xi_i \lambda_i \prod_{j=a}^{i-1} \psi_j.$$

Таким образом, имея оценки для «теоретических» значений возрастного состава уловов, выраженные через результаты мечения, и фактические данные по возрастному составу уловов, путём минимизации остатков модели можно сделать попытку оценить необходимые параметры, именно: численность и промысловые смертности. При этом, как всегда, вопросом является то, какое распределение для остатков модели лучше использовать при минимизации. Так, например, в работе Полчек и др. [Polachek et al., 2006] используется нормальное распределение ошибок в данных по возрастному составу уловов. Это плохо вписывается в современное понимание того, что ошибки в данных и в описании их моделью могут иметь существенно более сложную природу, включая выбросы (утрачены).

Несколько более простым, хотя и сходным по общей идеологии, можно считать подход к включению в когортный анализ данных по мечению, реализованный, например, в модели АМСИ [Skagen, 2002]. В рамках этой модели начальной стадии расчётов оценкой пойманных меченых рыб (recaptures) рассчитываются с использованием модельных оценок смертности к ожидаемой пропорции каждой помеченной категории (год мечения и возраст) в общем количестве пойманных меченых рыб. Доля возвращённых меток данной категории (год мечения и возраст) в данном году связана с численностью только посредством смертности.

Обозначим количество помеченных рыб в возрасте  $a1$  в году  $y1$  как  $R(y1, a1)$ , количество этих помеченных рыб, пойманных в году  $y2$  как  $r(a1, y1, y2)$ . Количество меток категории  $\{y1, a1\}$  «в море» снижается со временем по причине общей смертности, «некопленной» с момента мечения. Некопленную смертность между годами  $y1$  и  $y2$  для тех рыб, которые имели возраст  $a1$  в году  $y1$ , обозначим как  $Zc(y1, a1, y2)$ . Тогда:

$$Zc(y1, a1, y2) = \sum_{i=0, y2-y1} Z(y1 + i, a1 + i).$$

Введём также коэффициент выживания при мечении  $S(y1)$ . Предположим, что мечение и поимка происходит в конце второго квартала

каждого года. Тогда и копенная смертность считается, начиная с 3-го квартала года мечения до 2-го квартала года поимки. Ожидаемое количество пойманных меченых рыб к категории  $\{y1, a1\}$  в году  $y2$  составляет долю от рыб этой категории «в море», скорректированную множителем  $q(a)$ , отражающий то, насколько меченая рыба в возрасте подвержена промыслу, и скорректированное общее количество меченых рыб  $r_{tot}(y2)$ , пойманных в году  $y2$ . Таким образом, моделируется количество вновь пойманных меченых рыб к категории  $\{y1, a1\}$ :

$$\hat{r}(y1, a1, y2) = \frac{R(y1, a1) \cdot S(y1) \cdot e^{-Zc(y1, a1, y2)} \cdot q(a1 + y2 - y1)}{\sum_{i,j} R(yi, aj) \cdot S(yi) \cdot e^{-Zc(yi, aj, y2)} \cdot q(aj + y2 - yi)} \times r_{tot}(y2).$$

Значения  $R$  считаются входными данными, модельное значение относительной предельности меток является функцией и копенной смертности. Коэффициент выживания при мечении  $S$  может рассматриваться в качестве неизвестного параметра модели. Коэффициент влияния  $q$  соответствует селективности того флота, которым вылавливаются помеченные особи.

Отметим, что среди различных способов включения данных мечения в модели оценки состояния запасов с возрастной структурой [Бабаян, 1975; Андреев и др. 1978; Agnew et al., 2006; etc.] наиболее популярным является подход, в рамках которого моделируется именно число возвращённых меток, параметры модели оцениваются путём максимизации функции правдоподобия, предполагая биномиальное (или какое-либо более сложное) распределение [Skagen, 2002; Polacheck et al., 2006; Dunn, Hanchet, 2006; Hillary, Agnew, 2006; etc.]. Примером другого, так называемого «прямого» подхода согласно классификации, встречающейся, например, в работе [Hillary, Agnew, 2006], может служить исследование, выполненное нами в работе [Vasilyev et al., 2007].

В рамках использованного нами подхода данные по возврату меток были использованы для получения матрицы индекса численности

запасов (по годам и возрастным группам), который мог бы использоваться в модели в качестве дополнительного индекса численности запаса с возрастной структурой. Этот индекс конструировался на основе предположения, что отношение количества помеченных рыб в возрасте  $a$  в году  $y$  ( $T_{a,y}$ ) к их количеству, выловленному в году  $y+k$  в возрасте  $a+k$  ( $TR_{a+k,y+k}$ ), пропорционально (но не обязательно равно) из-за, например, более высокой естественной смертности меченых рыб и множеств других факторов) отношению численности возрастной группы  $a$  в возрасте  $a$  в году  $y$  к улову  $C_{a+k,y+k}$ , взятому из возрастной группы  $a+k$  в году  $y+k$ . Таким образом, индекс численности  $I_{a,y}$  составленный из данных по возврату меток, равен:

$$I_{a,y} = \frac{C_{a+k,y+k} T_{a,y}}{TR_{a+k,y+k}}.$$

Поскольку рыбы из помеченной группы  $T_{a,y}$  могут быть пойманы в различные годы (в соответствующем возрасте), для одной и той же величины  $I_{a,y}$  может быть несколько оценок. В этом случае мы используем медианную величину:

$$I_{a,y} = \text{median}_{over k} \frac{C_{a+k,y+k} T_{a,y}}{TR_{a+k,y+k}}.$$

Описанный выше подход позволяет избежать из прямого рассмотрения связи с мечением изменения в естественной смертности, а также возможные изменения в доступности для промысла меченых рыб, но и учесть эти изменения в неявной форме путём внутримодельной оценки зависящих от возраста коэффициентов влияния для сконструированных описанным выше способом индексов численности по данным мечения. В качестве минимизируемой меры близости описанной моделью индексов численности, сконструированных по результатам возврата меток, мы используем медианную меру (абсолютное медианное отклонение между лог-рифмами модельной оценки численности и индексами), что в значительной степени снимает вопрос о виде статистического распределения ошибок в данных по возврату меток.

## Выводы

Данные мечения являются весьма ценной информацией, особенно в ситуациях слабого влияния внешних факторов. Использование данных мечения для оценки величины факторов сопряжено с рядом неопределённостей в модельном описании процессов мечения и поимки, однако в значительной степени эти неопределенности можно «вывести за скобки» и анализировать при использовании данных мечения наряду с другой доступной информацией в рамках интегральных моделей с обратной структурой.

## Литература

- Бобыля В.К. 1975. Оценка численности популяций рыб с помощью мечения. М.: Изд-во ЦНИИТЭИРХ. Сер. 1. Вып. 2. 42 с.
- Андреев В.Л., Булгаков Т.И., Челноков Ф.Г. 1978. Метод оценки некоторых параметров популяции морских котиков по меткам мечения // Труды ВНИРО. Том СХХVII. С. 23–32.
- Васильев Д.А. 2001. Когортные модели и анализ промысловых биоресурсов при дефиците информации. М.: Изд-во ВНИРО. 110 с.
- Хмпель Ф., Рончетти Э., Руссеу П., Штэль В. 1989. Робустность в статистике. Подход на основе функции влияния. М.: Мир. 512 с.
- Hillary R. M., Agnew D.J. 2006. Using Mark-Recapture and Catch-Age Data to Estimate Fishing and Natural Mortality for the Patagonian Toothfish at South Georgia // CCAMLR WG-FSA-SAM-06/6. 12 p.
- Polacheck T., Paige-Eveson J., Laslett G. M., Pollock K.H., Hearn W.S. 2006. Integrating Catch-at-age and Multiyear Tagging Data: A Combined Brownie and Petersen Estimation Approach in a Fishery Context // Can. J. Fish. Aquat. Sci. № 63. P. 534–548.
- Skagen D. 2002. AMCI Version 2.2, May 2002. Assessment Model Combining Information from Various Sources. Versions 2x: Area disaggregated. Model description. Institute of Marine Research. Bergen, Norway.
- Seber G.A.F. 1982. The Estimation of Animal Abundance and Related Parameters. New York: MacMillan Publishing. 654 p.
- Vasilyev D. 2004. Winsorization: Does It Help in Cohort Models? // ICES CM2004/K:45.
- Vasilyev D. 2005. Key Aspects of Robust Fish Stock Assessment. М.: VNIRO Publishing. 105 p.
- Vasilyev D. 2006. Change in Catchability Caused by Year Class Peculiarities: How Stock Assessment Based on Separable Cohort Models Is Able to Take It into Account? (Some illustrations for triple-separable case of the ISVPA model — TISVPA) // ICES CM 2006/O:18. 35 p.
- Vasilyev D., Tjelmeland S. 2007. History and Modern State of Stock Assessment Methodology for Norwegian Spring Spawning Herring // Application of new technologies for assessment of marine living resources in the North-Eastern Atlantic. Murmansk. P. 28–40.
- Vasilyev D., Shust K., Babayan V., Bulgakova T. 2007. Update of the Antarctic Toothfish Stock Assessment for the Ross Sea by Means of the TSVPA Separable Cohort Model // CCAMLR WG-SAM-07/9. 10 p.

## The Use of Tagging Data to Increase Reliability of Stock Assessment Results

D. Vasilyev, V. Babayan, T. Bulgakova

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: dvasilyev@vniro.ru

Some aspects of incorporation of tagging data into stock assessment procedure by means of cohort models are discussed.

**Key words:** tagging, stock assessment.

УДК 639.2.053.7

**Оценки запасов и прогнозирования ОДУ восточно-китайского минтая (*Theragra chalcogramma*) на основе предосторожного подхода**

О.И. Ильин, Н.П. Сергеев, А.И. Воронин

Камчатский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (КамНИРО, г. Петропавловск-Камчатский)  
e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

Представлены схемы оценки запасов и прогнозирования ОДУ восточно-китайского минтая на основе предосторожного подхода к управлению промыслом.

**Ключевые слова:** оценки запасов, предосторожный подход, восточно-китайский минтай.

### ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время наиболее эффективным инструментом количественного анализа состояния запасов является математическое моделирование. Современная методология обоснования величины общего допустимого улова (ОДУ) — это методология предосторожного подхода к управлению промыслом [Бабян, 2000]. Для того чтобы в полной мере промысловые отношения единицы запаса, как восточно-китайский минтай, необходимо выстроить прочную схему оценки состояния его запаса и стратегию достижения долговременных целей промысла и выводить из неё уровень высокой продуктивности с последующей эксплуатацией его на этом уровне.

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Оценки запасов восточно-китайского минтая производится с помощью модели «Синтез», разработанной и программно реализованной

в КамНИРО в 2002 г. Она относится к числу сравнительно простых статистических когортных моделей с предположением промысловой смертности и привлечением дополнительной информации. Позволяет получить детальное описание динамики возрастной структуры изучаемой популяции (запас). Имеет сходство с теми общеизвестными моделями, как «CAGEAN» [Deriso et al, 1985; 1989], «ICA», «Stock Synthesis» [Methot, 1989; 1990] и др. [Doubleday, 1976; Fournier, Archibald, 1982; Pope, Shepherd, 1982]. Модель учитывает специфику промысловой статистики, для её использования требуется наиболее доступный и бордюрных — возрастной состав уловов, моменты, мгновенные коэффициенты естественной смертности и доля половозрелых рыб в зависимости от возраста. Оценки неизвестных параметров находятся из условия минимум некоторой целевой функции.



Входными данными для модели являются:

1. Уловы по возрастным группам и годам промысла;
2. Масса особей по возрастам и годам промысла;
3. Доля половозрелых особей по возрастным группам и годам промысла;
4. Мгновенные коэффициенты естественной смертности по возрастам.

Кроме этого, возможно использование в качестве дополнительной информации следующих данных:

1. Количество промысловых усилий;
2. Данные по уловам на усилие;
3. Результаты экспедиционных исследований (ихтиопланктонных, траловых, тралово-кустических съёмки).

Применение модели позволяет получить в ретроспективе следующие оценки:

1. Коэффициенты общей и промысловой смертности по возрастным группам;
2. Коэффициенты селективности по возрастам;
3. Численность поколений;
4. Величины общего и нерестового запаса для каждого года промысла;
5. Коэффициенты улова в емкости;
6. Параметры связи «зпас — пополнение»;
7. Параметры улова Бергманна «масса — возраст», логистической кривой созревания;
8. Некоторые целевые и граничные ориентиры по биомассе и промысловой смертности;
9. Мгновенные коэффициенты естественной смертности.

В основе когортной модели лежит уравнение улова Ф.И. Бернова [1918]:

$$C_{i,j} = F_{i,j} N_{i,j} (F_{i,j} + M_j)^{-1} \times [1 - \exp(- (F_{i,j} + M_j))], \quad (1)$$

здесь  $i$  — год промысла;  $j$  — возраст особей;  $C_{i,j}$  — улов особей  $j$ -ой возрастной группы в  $i$ -ый год;  $F_{i,j}$  — коэффициент (мгновенный) промысловой смертности особей  $j$ -ой возрастной группы в  $i$ -ый год;  $M_j$  — коэффициент (мгновенный) естественной смертности особей  $j$ -ой возрастной группы;  $N_{i,j}$  — численность особей  $j$ -ой возрастной группы в  $i$ -ый год, подчиняющаяся уравнению:

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \exp(- (F_{i,j} + M_j)). \quad (2)$$

Если промысел имеет ярко выраженную сезонность, в этом случае уравнения (1, 2) преобразуются к следующему виду:

$$C_{i,j} = F_{i,j} N_{i,j} \exp(-\alpha M_j) (F_{i,j} + M_j)^{-1} \times [1 - \exp(-\delta (F_{i,j} + M_j))], \quad (3)$$

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \exp(-\delta F_{i,j} - M_j). \quad (4)$$

$\alpha$  — промежуток времени от начала года до даты начала промысла (в долях года);  $\delta$  — продолжительность промысла (в долях года).

В модели приняты следующие допущения:

1. Сепарбельное предположение промысловой смертности. Коэффициент (мгновенный) промысловой смертности  $F_{i,j}$  особей  $j$ -ой возрастной группы в  $i$ -ый год промысла пропорционален произведению зависящей от возраста селективности  $s_j$ ,  $0 < s_j \leq 1$ , и зависящего от года промысла коэффициента промысловой смертности селективно полностью изымаемой возрастной группы  $f_i$  [Doubleday, 1976; Pope, Shepherd, 1982], т.е.:

$$F_{i,j} = s_j f_i.$$

Наблюдаемые данные по вылову  $\hat{C}_{i,j}$  отличаются от модельных из уравнения (3) на случайную величину, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием [Doubleday, 1976]:

$$\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}) = e_{i,j}^C, e^C \sim N(0, \sigma_C).$$

2. Наблюдаемые данные по промысловому усилию  $\hat{E}_i$  отличаются от модельных  $E_i = q^{-1} f_i$  ( $q, 0 < q \leq 1$  — коэффициент улова в емкости) на случайную ошибку, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i) = e_i^E, e^E \sim N(0, \sigma_E).$$

3. Связь «зпас — пополнение» рассматривается как один из возможных источников дополнительной информации. Предполагается, что неопределённость в зависимости численности пополнения от величины родительского стада вносится логнормальным шумом [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(N_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i-a})) = e_i^R, e^R \sim N(0, \sigma_R).$$

где  $a$  — возраст рекрутов;  $N_{i,a}$  — численность пополнения;  $SSB_{i-a}$  — биом сс родителей;  $F(x) = ax \exp(-bx)$  в случае зависимости Рикера [1979] или  $F(x) = ax(1+bx)^{-1}$  — Бивертон и Холт [1969].

4. Источником дополнительной информации, как правило, служат различные индексы численности, например, различные трюловых, кустических, икорных съёмок или различные полов м н усилие. Предполагается, что различные по  $l$ -му индексу отличаются от модельных:

$$I_i^l = q_l \sum_j \rho_{l,j} N_{i,j} \quad (5)$$

в случае известную величину, имеющую логнормальное  $\rho$  распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(I_i^l) - \ln(I_i^l) = e_{i,l}^{\text{ll}}, e^{\text{ll}} \sim N(0, \sigma_{\text{ll}}).$$

В соотношении (5) между  $l$ -м индексом  $I_i^l$  и численностью  $N_{i,j}$  поколений  $q_l$ ,  $0 \leq q_l \leq 1$  — к либровочный коэффициент;  $\rho_{l,j}$  — возрастные коэффициенты, зависящие от различных полов м нных:

$\rho_{l,j} = 1$ , если  $I^l$  — индекс общей численности;

$\rho_{l,j} = \rho_j$ , где  $\rho_j$  — доля половозрелых особей в возрасте  $j$ , если  $I^l$  — индекс численности половозрелой части;

$\rho_{l,j} = w_j$ , где  $w_j$  — масса особей в возрасте  $j$ , если  $I^l$  — индекс общей биомассы;

$\rho_{l,j} = w_j \rho_j$ , если  $I^l$  — индекс биомассы половозрелой части.

К либровочный коэффициент  $q_l$  равен 1, если индекс  $I^l$  представляет собой оценку всего полов м н. В этом случае для уменьшения численности полов м н к либровочный коэффициент фиксируется  $q_l = 1$ .

Оценки коэффициентов уравнения Берта-Ланффи и логистической кривой созревания производятся отдельно, непосредственно перед оценкой остальных параметров модели. Предполагается, что:

1. Независимые различные по массе  $\hat{w}_{i,j}$  отличаются от модельных из уравнения Берта-Ланффи (изометрический рост):

$$w_j = w_\infty (1 - \exp(-k(j - t_0)))^3$$

в случае известную величину, имеющую логнормальное  $\rho$  распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(\hat{w}_{i,j}) - \ln(w_j) = e_{i,j}^{\text{w}}, e^{\text{w}} \sim N(0, \sigma_{\text{w}}).$$

Асимптотически масса  $w_\infty$ , коэффициент роста  $k$ , условный нулевой возраст особей  $t_0$  определяются из условия минимум суммы квадратов остаточных ошибок:

$$\sum (\ln(\hat{w}_{i,j}) - \ln(w_j))^2 \rightarrow \min.$$

2. Независимые различные по доле зрелых особей  $\rho'_{i,j}$  отличаются от модельных из уравнения:

$$\rho_j = (1 + \exp(-\alpha\rho(j - j_{50\%})))^{-1}$$

в случае известную величину, имеющую логнормальное  $\rho$  распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(\rho'_{i,j}) - \ln(\rho_j) = e_{i,j}^{\rho}, e^{\rho} \sim N(0, \sigma_{\rho}).$$

Коэффициент роста  $\alpha\rho$ , возраст массового (50%-го) полового созревания особей  $j_{50\%}$  определяются из условия минимум суммы квадратов остаточных ошибок:

$$\sum (\ln(\rho'_{i,j}) - \ln(\rho_j))^2 \rightarrow \min.$$

Изменение селективности со временем учитывается посредством разбиения моделируемого отрезка времени на несколько интервалов лов, соответствующих различным группам («блокам») селективности. Максимальное число групп селективности — 5. Для каждого интервала селективности можно задать вид кривой селективности:

$s_j = (1 + \exp(-a_s(j - b_s)))^{-1}$  (логистический),

$s_j = \exp(\alpha_s \beta_s (\gamma_s - j)) [1 - \beta_s (1 - \exp(\alpha_s (\gamma_s - j)))]$  (экспоненциально-логистический)

и оценить параметры этих кривых ( $a_s$ ,  $b_s$  и  $\alpha_s$ ,  $\beta_s$ ,  $\gamma_s$  соответственно) или коэффициенты селективности для каждой возрастной группы, предварительно определив интервалы возрастов полной селективности ( $s_j = 1$ ).

В модели предусмотрен возможность оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности. При этом необходимо задать вид их зависимости от возраста:

1.  $M_j = \text{Const}$ ;

2.  $M_j = a_1(j - t_0)^{-1} + a_2(t_{\text{max}} - j)^{-1}$ , где  $t_0$  — возраст нулевого рождаемости из уравнения Берта-Ланффи;  $t_{\text{max}}$  — оценочный предельный возраст;  $a_1$ ,  $a_2$  — оценочные коэффициенты;

3.  $M_j = a_1 w_j^{a_2}$ , где  $a_1, a_2$  — оцениваемые параметры [Lorenzen, 1996];

4.  $M_j = M_0 + a_1(j - j_{50\%})^2$ , если  $j \leq j_{50\%}$ ;  
 $M_0 + a_2(j - j_{50\%})^2$ , если  $j > j_{50\%}$ ,

где  $j_{50\%}$  — возраст среднего полового созревания;  $M_0$  — мгновенный коэффициент естественной смертности (МКЕС) в возрасте среднего полового созревания и  $a_1, a_2$  — оцениваемые параметры.

Однако к этим оценкам МКЕС следует относиться с осторожностью.

Неизвестные параметры оцениваются из условия минимума целевой функции, в соответствии с допущениями относительно распределения ошибок.

В общем случае целевая функция имеет вид:

$$Z = Z_C + \lambda_E Z_E + \lambda_R Z_R + \sum_l \lambda_{II} Z_{II},$$

где:

$$\begin{aligned} Z_C &= \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2; \\ Z_E &= \sum_i (\ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i))^2; \\ Z_R &= \sum_i (\ln(\hat{N}_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i,a})))^2; \\ Z_{II} &= \sum_i (\ln(\hat{I}_i^l) - \ln(I_i^l))^2 \text{ — компоненты} \end{aligned}$$

целевой функции, отвечающие различным источникам дополнительной информации: данным о промысловых усилиях, зависимости «зпас — пополнение» и индексом зпас соответственно. Весовые коэффициенты  $\lambda_E, \lambda_R, \lambda_{II}$  определяют степень доверия имеющимся данным.

Каждому индексу отвечает компонент целевой функции — сумма квадратов отклонений логрифмов и бледенных значений индекса от теоретических:

$$Z_C = \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2$$

или (для индекса с возрастной структурой) более робастная «усеченная» сумма квадратов отклонений логрифмов и бледенных значений индекса от модельных:

$$Z_C = \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,a}) - \ln(C_{i,a}))^2.$$

В процентном ряду отклонений логрифмов и бледенных значений индекса от модельных удляется  $\alpha\%$  (процент усечения) и меньших значений и  $\alpha\%$  и больших значений, после чего рассчитывается сумма квадратов для оставшихся значений.

Минимум целевой функции ищется по алгоритму Левенберга-Марквардта

[Marquardt, 1963]. Нравление поиска  $\vec{\theta}_k : \vec{\theta}_{k+1} = \vec{\theta}_k + \omega \delta \vec{\theta}_k$  определяется из системы уравнений:

$$\begin{aligned} (H(\vec{\theta}_k) + \lambda_k \text{diag}(H_{11}, H_{22}, \dots, H_{nn})) \delta \vec{\theta}_k &= \\ &= -\nabla Z(\vec{\theta}_k), \end{aligned}$$

где  $H$  — матрица Гессе, множитель  $\lambda_{k+1}$  определяется из условия:

$$\lambda_{k+1} = \underset{\lambda \in [0, \Lambda], \lambda = 2^{-r}}{\text{Arg min}} Z(\vec{\theta}_k + \omega \delta \vec{\theta}_k),$$

где  $\omega$  — коэффициент релаксии.

Поиск наилучшего приближения для вектора оцениваемых параметров осуществляется с помощью упрощенного генетического алгоритма [Holland, 1975].

Для нахождения статистических характеристик оцениваемых величин, также к инструментальности результатов в модели используется процедура условного неперметрического бутстреп. Для всех бледенных значений уловов по возрастным группам по формуле (3) отыскиваются соответствующие модельные значения. После того как вычислены отклонения:

$$\begin{aligned} e_{i,j}^C &= \ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}), \\ e_i^E &= \ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i), \\ e_i^{II} &= \ln(\hat{I}_i^l) - \ln(I_i^l), \end{aligned}$$

бутстреп-выборка формируется следующим образом. Выбирается достаточно большое число релизий  $N$ . На  $k$ -ой релизии путем суммирования модельных значений и случайным образом отобранных остатков  $e_{ik}^C, e_{ik}^E, e_{ik}^{II}$  создается набор данных:

$$\begin{aligned} \hat{C}_{i,j}^* &= \exp(e_{ik,j}^C + \ln(C_{i,j})) = C_{i,j} \exp(e_{ik,j}^C), \\ \hat{E}_i^* &= \exp(e_{ik}^E + \ln(E_i)) = q^{-1} f_i \exp(e_{ik}^E), \\ \hat{I}_i^{l*} &= \exp(e_{ik}^{II} + \ln(I_i^l)) = I_i^l \exp(e_{ik}^{II}). \end{aligned}$$

С полученным набором данных производится «прогон» модели и находится  $k$ -я оценка вектора искомых параметров. После получения  $N$  промежуточных оценок осуществляется их статистическая обработка: находятся среднее, дисперсия и процентиля их бутстреп-распределений.

Далее изложим схему, по которой основными результатами когортных моделей с се-

проблемным предположением промысловой смертности (в том числе и модели «Синтез»), средствами статистического моделирования устанавливаются точечные и интервальные оценки величины ОДУ с заданной временностью 2 год (при условии, что в первый прогнозный год значение ОДУ задано) в соответствии с предосторожным подходом к управлению промыслом [Бабян, 2000]. В качестве примера в виде компьютерной программы.

Входные данные для расчётов:

1. Массовые доли особей по возрастам;
2. Доля половозрелых особей по возрастным группам;
3. Мгновенные коэффициенты естественной смертности по возрастам;
4. Численность особей по возрастным группам  $N_{0,j}$  в начале терминального (предпрогнозного) года;
5. Стандартные ошибки терминального логарифма численности особей по возрастным группам в начале терминального года  $\sigma_j^{N0}$ ;
6. Коэффициенты селективности по возрастам  $s_j$  в терминальный год;
7. Стандартные ошибки терминального логарифма коэффициентов селективности  $\sigma_j^S$ ;
8. Среднее или вычисленное по заданности «зипс — пополнение» значение пополнения  $N_{i,a}$  в прогнозные годы;
9. Граничный и целевой ориентиры по биомассе;
10. Граничный и целевой ориентиры по промысловой смертности;
11. Общий вылов в терминальный год и ОДУ в первый прогнозный год.

Для нахождения статистических характеристик оцениваемых величин и анализ рисков перелов по росту и пополнению используется метод Монте-Карло [Metropolis, Ulam, 1949]. Схемы расчётов следующие:

1. Задается достаточно большое число репликаций  $N$ . Начальная репликация с помощью датчика случайных чисел, нормальные законные значения параметров распределения с нулевым математическим ожиданием и стандартными отклонениями  $\sigma_j^{N0}$  и  $\sigma_j^S$ , разыгрываются случайные ошибки  $e_{jk}^{N0}$  и  $e_{jk}^S$  соответственно. Неопределённость в значении численности в начале предпрогнозного года и коэффициент

селективности вносится логнормальным шумом:

$$N_{0,j}^k = N_{0,j} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_j^{N0})^2 + e_{jk}^{N0});$$

$$e_j^{N0} \sim N(0, \sigma_j^{N0});$$

$$s_j^k = s_j \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_j^S)^2 + e_{jk}^S);$$

$$e_j^S \sim N(0, \sigma_j^S).$$

Из уравнения (3) по заданному значению ОДУ приближённо определяются значения коэффициента промысловой смертности  $f_0$  в предпрогнозный год.

2. По формуле (4) рассчитываются значения численности  $N_{1,j}$  в начале первого прогнозного года. Вносится неопределённость в значение численности пополнения:

$$N_{1,a}^k = N_{1,a} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_a^{N0})^2 + e_{ak}^{N0}).$$

Далее, из уравнения (3) по заданному значению ОДУ приближённо определяются значения коэффициента промысловой смертности  $f_1$  в первый прогнозный год.

3. По формуле (4) рассчитываются значения численности  $N_{2,j}$  в начале второго прогнозного года. Задается пополнение:

$$N_{2,a}^k = N_{2,a} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_a^{N0})^2 + e_{ak}^{N0}).$$

Исходя из правил регулирования промысла (рис. 1), определяется рекомендуемое значение коэффициента промысловой смертности и по формуле (3) находится значение ОДУ в второй прогнозный год.

После получения  $N$  промежуточных оценок коэффициентов промысловой смертности, нерестовой биомассы и ОДУ осуществляется их статистическая обработка: находятся среднее, дисперсия и процентиля его распределения.

Анализ рисков сводится к следующему. Для каждого из рассматриваемых значений ОДУ из интервала возможного вылова находится вероятность того, что коэффициент промысловой смертности во втором прогнозном году не превысит граничного ориентира по промысловой смертности (перелов по росту), и вероятность того, что биомасса производителей в начале следующего года не опустится ниже граничного ориентира по биомассе (перелов по пополнению). Кроме того, оценивается риск того, что биомасса нерестового зипса в последующие 10 лет опустится ниже биологически безопасного

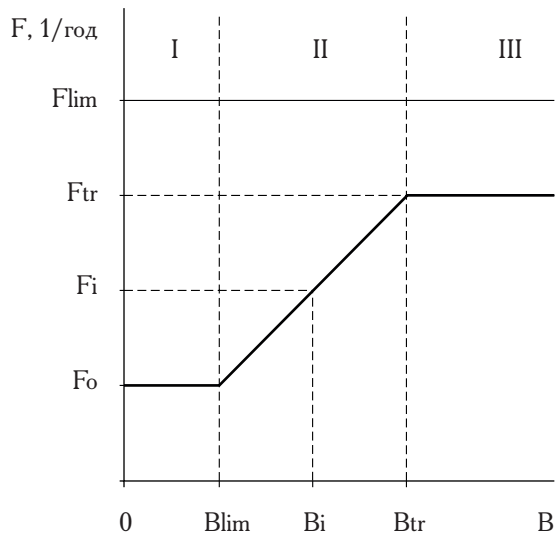


Рис. 1. Схема регулирования промысла [Бабян, 2000]

го уровня при заданном (постоянном) уровне эксплуатации.

Рассмотрим применение изложенной схемы на примере запаса восточно-камчатского минтая.

Исходные данные для модели следующие:

суммарный вылов минтая в Петропавловско-Командорской подзоне и Северо-Курильской зоне в 1975–2007 гг. (рис. 2);

матрица вылова (млн экз.) восточно-камчатского минтая по возрастным (2–14 лет) и годовым (1975–2007 гг.). Возрастной состав рассчитан по среднему возрасту размерно-возрастному ключу, составленному по

отолитным определениям возраста в 1998–2007 гг.;

среднегодовалые выловы рыбы по возрастным группам (табл. 1). Функциональные зависимости внутри модели аппроксимируются посредством зависимости Берталанffy [von Bertalanffy, 1938];

среднегодовалая доля половозрелых рыб по возрастным группам, рассчитанная по результатам измерений с вскрытием, выполненных в январе–марте (табл. 1). Функциональные зависимости составлены посредством логистической функции;

среднегодовые мгновенные коэффициенты естественной смертности ( $M$ ) по возрастным (см. табл. 1), рассчитанные по методу Гундерсона и Дигерта [Gunderson, Dygert, 1988]. В основу расчетов положены данные по ГСИ с момента достижения IV стадии зрелости в 1996–2007 гг. Использованы показатели ГСИ, полученные по результатам взвешивания не фиксированных рыб и икринок в лаборатории.

По эмпирической зависимости Гундерсона и Дигерта определены среднегодовые оценки  $M$  по предельным в наибольшей степени возрастным группам — 5–14 лет, коэффициенты естественной смертности рыб в возрасте 2–4 лет восстановили по простой зависимости от длины:

$$M = L_r L^{-1} M_r \text{ [Lorenzen, 2000]},$$

где  $r$  — младший «реперный» возраст (5 лет), для которого известно значение МКС;  $L$  — длина рыб.

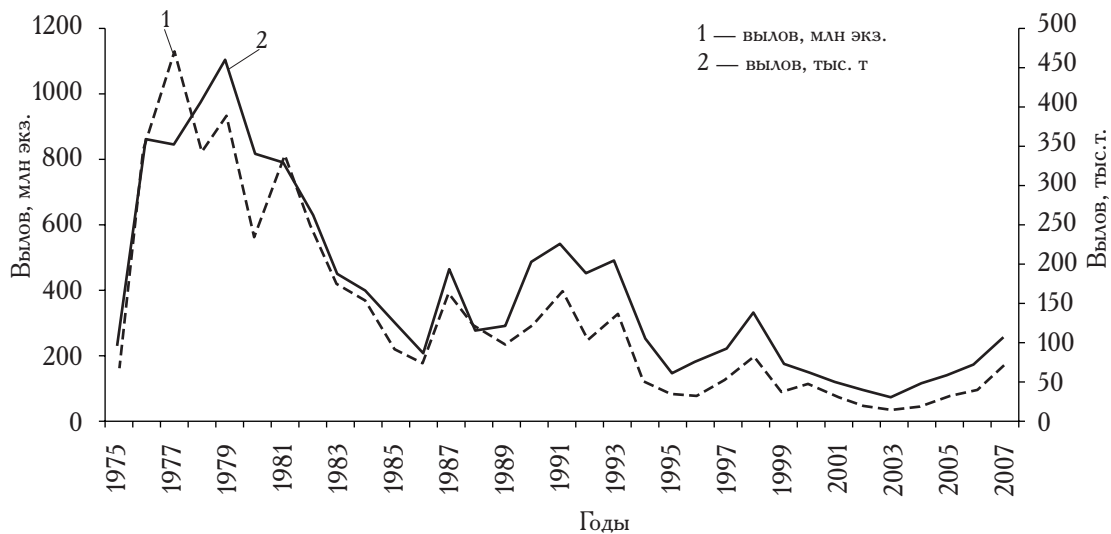


Рис. 2. Вылов восточно-камчатского минтая в 1975–2007 гг.

**Т блиц 1.** Исходные д нные для модельных р счётов

|             | Возр ст, лет |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|-------------|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
|             | 2            | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   | 13   | 14   |
| МКЕС        | 0,43         | 0,36 | 0,25 | 0,23 | 0,27 | 0,28 | 0,32 | 0,31 | 0,31 | 0,32 | 0,29 | 0,35 | 0,40 |
| М сс        | 0,10         | 0,21 | 0,35 | 0,51 | 0,68 | 0,86 | 1,03 | 1,19 | 1,34 | 1,48 | 1,60 | 1,72 | 1,82 |
| Доля зрелых | 0,00         | 0,02 | 0,21 | 0,76 | 0,98 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

В качестве начальных значений для модели использовались оценки общего количества выметной икры в полигоне у Восточной Камчатки в 2003–2007 гг., данные об уловах на единицу промыслового усилия крупнотоннажных судов типа БАТМ (БМРТ типа «Пулковский меридиан») и количестве промысловых усилий за 2001–2007 гг.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

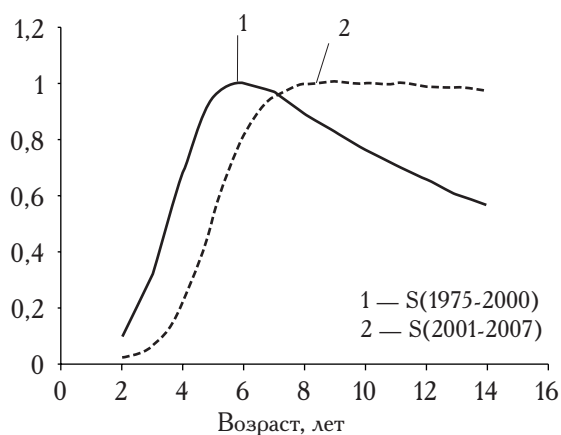
Возрастные коэффициенты селективности восточнокамчатского минтая оценивались для двух периодов: до 2001 г. включительно и после него, когда в соответствии с п. 17.3 «Правил рыболовства...» был введен запрет на использование при специализированном промысле минтая во всех районах его добычи реноглубинных тралов без селективной вставки квадратным расположением ячеи, установленной между мотенной частью трала и траловым мешком (кутком). В связи с этим нововведением, изменились селективные свойства тралов, что привело к снижению в уловах доли минтая младших возрастных групп (рис. 3). Вид функций селективности был выбран экспоненциально-логистический:

$$s_a = \frac{\exp(\alpha\beta(a_0 - a))}{\left[1 - \beta(1 - \exp(\alpha(a_0 - a)))\right]},$$

где  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $a_0$  — коэффициенты модели.

Результаты расчетов в сравнении с данными наблюдений представлены на рис. 3–6. Очевидно, что результаты расчетов неплохо согласуются с наблюдениями.

Важными элементами диагностики результатов моделирования динамики запаса являются бутстреп-процедуры и ретроспективный анализ. С помощью процедуры условного не-



**Рис. 3.** Возрастные коэффициенты селективности

параметрического бутстрепа с шумлением всех индексов оцениваются вероятностные характеристики полученных оценок — средние, среднеквадратические отклонения и доверительные интервалы. В рамках бутстрепа было произведено 1000 репликаций модели. Найденные методом процентилей интервальные оценки популяционных параметров (см. рис. 4–6) свидетельствуют об их существенно меньшем разбросе. Наибольший разброс оценок численности по возрастным группам приходится на терминальный — 2007 г. Результаты ретроспективного анализа (рис. 7) показывают, что результирующие оценки запаса и промысловой смертности чувствительны к индексам 2007 г. (икорный учетный съёмка поклов бурный рост биомассы производителей).

Прогноз состояния запаса восточнокамчатского минтая на двухлетнюю перспективу выполнялся по методике среднесрочного прогнозирования в рамках предосторожного подхода к управлению промысловыми запасами рыб [Бобылев, 2000].

Необходимо сформулировать правила регулирования промысла (ПРП), которое будет

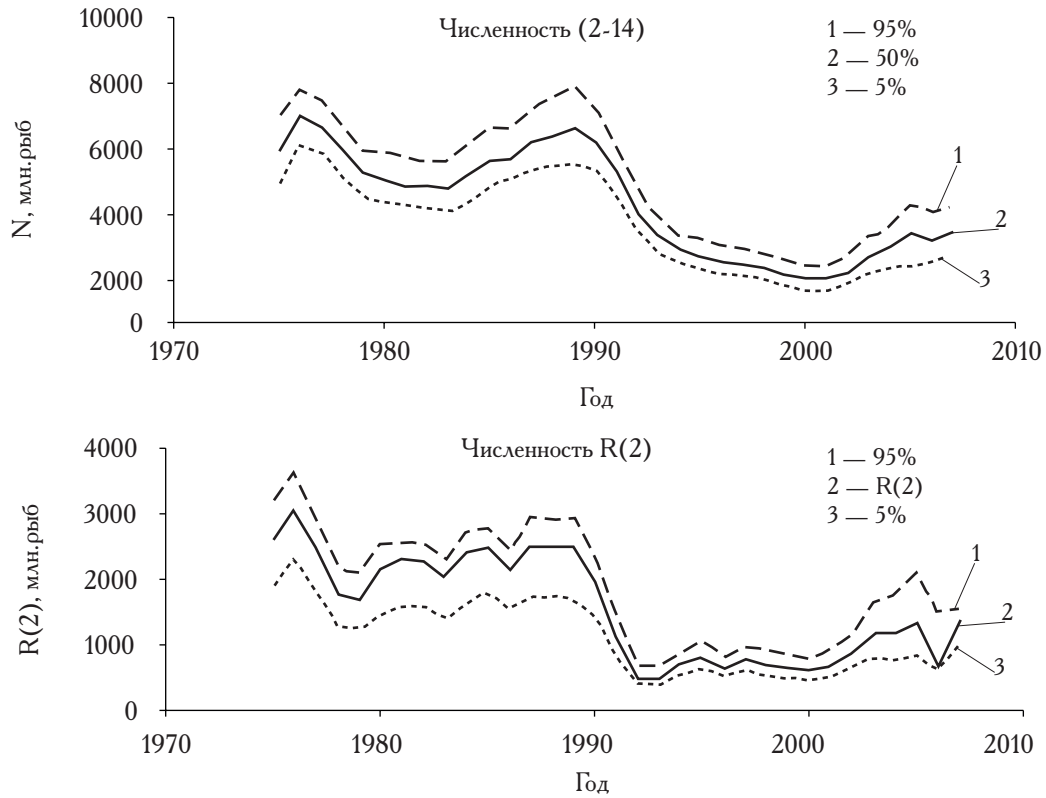


Рис. 4. Численность пополнения, общ я численность з п с и проценти бутстреп-р спределения их оценок

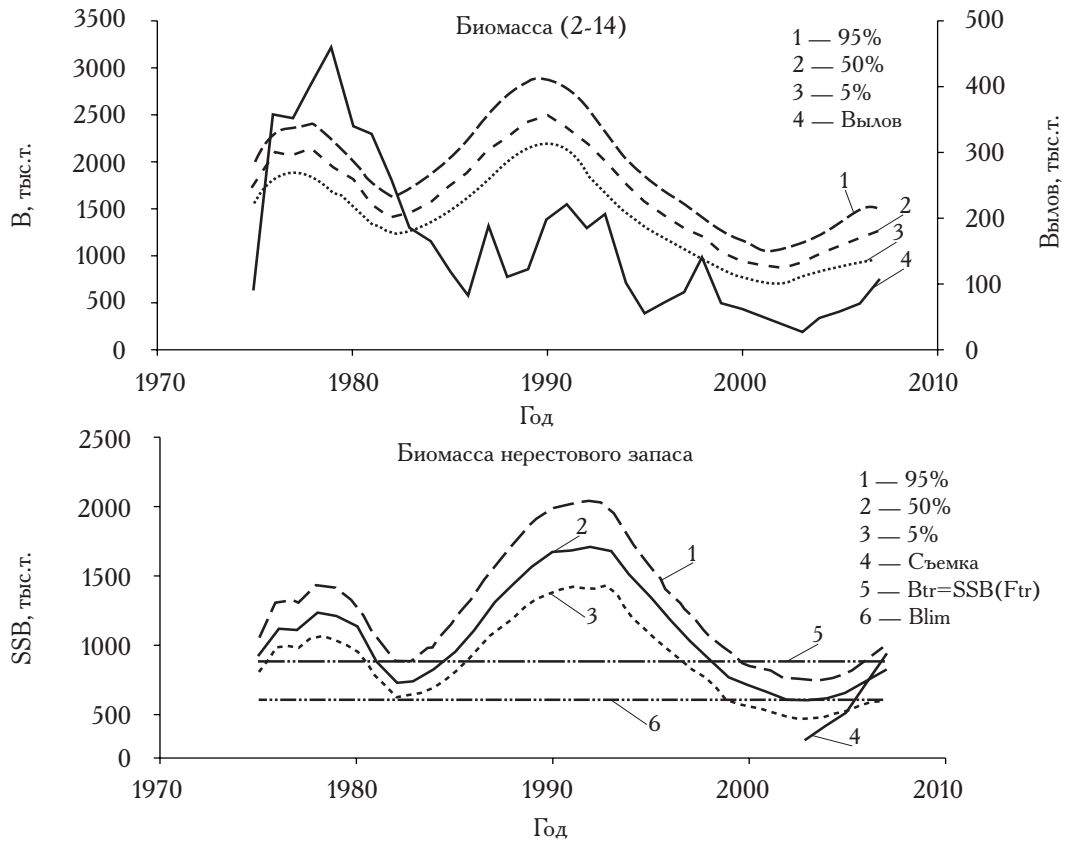


Рис. 5. Общй вылов, биом сс общего и нерестового з п с , проценти бутстреп-р спределения их оценок

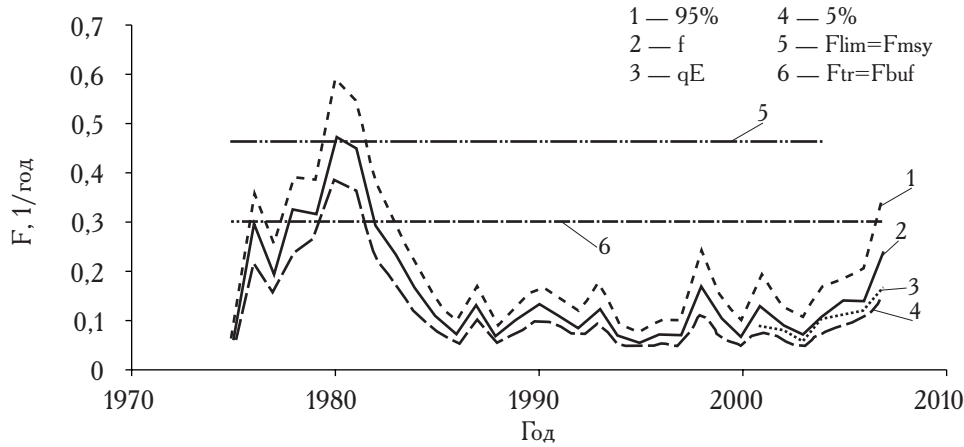


Рис. 6. Коэффициенты промысловой смертности и проценти́ли бутстреп-р распределения их оценок

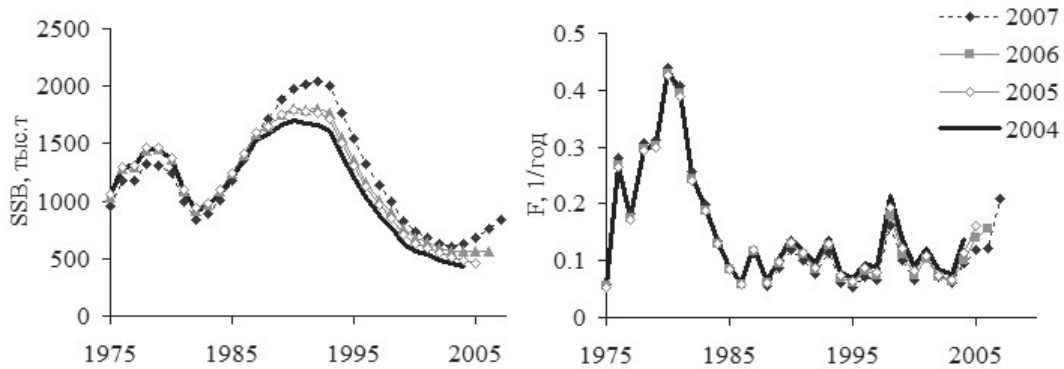


Рис. 7. Биом сс нерестового з п с и коэффициенты промысловой смертности. Результ ты ретроспективного н лиз

способствов ть достижению долговременных целей промысл восточно-к мч тского минт я — выводу з п с н уровень высокой продуктивности и последующей его эксплу т ции н этом уровне.

Прежде всего, нужно уст новить биологические ориентиры, которые требуются для построения ПРП (см. рис. 1). Некоторые из ориентиров определяются внутри модели «Синтез» по кривым р вновесного улов и р вновесной биом ссы (рис. 8). Их оценки, т к же среднекв др тические отклонения логнорм льных ошибок предст влены в т блице 2.

В к честве гр ничного ориентир можно выбр ть ориентир  $f_{MSY}$  [Б б ян, 2000], в к честве целевого — нижнюю гр ницу 90% доверительного интерв л  $f_{MSY}$ , т.е. буферный ориентир  $f_{tr} = f_{buf} = f_{MSY} \exp(-1,645\sigma) = 0,3 \text{ год}^{-1}$ . Величину  $f_0$  приняли р вной нулю. Исходя из дин мики биом ссы нерестового з п с и общего вылов , в к честве гр ничного ориентир р зумно принять н именьшее зн чение нерестовой биом ссы з весь период промысл  $B_{lim} = B_{loss} = 607,6 \text{ тыс. т}$ . В к честве целевого ориентир по биом ссе выбр ли зн чение нерестовой биом ссы, соответ-

Т блиц 2. Оценки биологических ориентиров

| Ориентир                    | $f_{lim}$ [Caddy, 1998] | $f_{med}$ | $f_{max}$ | $f_{MSY}$ | $f_{40\%}$ | $f_{01}$ | $B_{loss}$ |
|-----------------------------|-------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|----------|------------|
| Зн чение, $\text{год}^{-1}$ | 0,369                   | 0,27      | 1,075     | 0,465     | 0,445      | 0,385    | 607,69     |
| $\sigma(\ln(e))$            | 0,064                   | 0,242     | 0,109     | 0,267     | 0,114      | 0,05     | 0,133      |



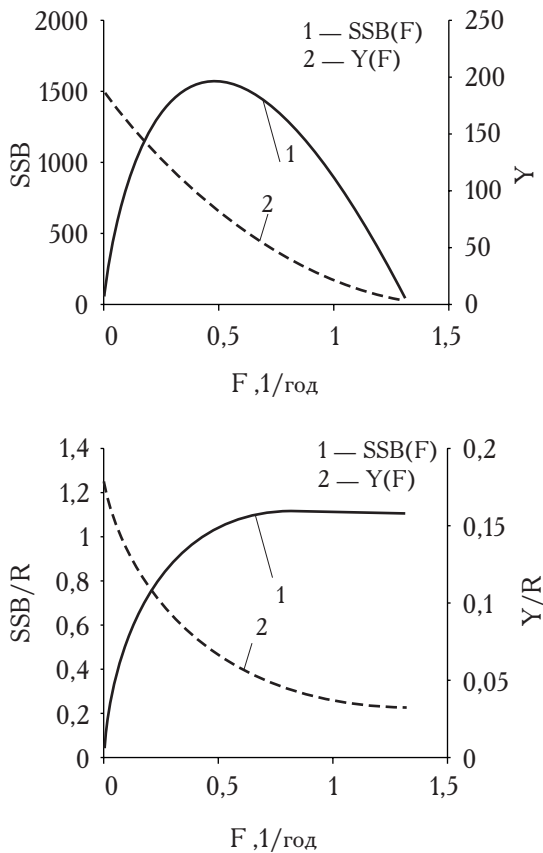


Рис. 8. Кривые  $\rho$  вневесной биомассы и  $\rho$  вневесного улов

ствующее значение  $f_{tr}$  на  $\rho$  вневесной кривой  $B_{tr} = 890$  тыс. т (рис. 8).

Для прогнозирования  $z$  п с на 1–2 год вперёд использовались те же соотношения ( $M$ ,  $m$  ссу и долю половозрелых рыб по возрастным), что и при восстановлении динамики  $z$  п с в ретроспективе. Коэффициент промысловой смертности в 2008 г. ( $f = 0,194 \text{ год}^{-1}$ ) соответствует уровню ОДУ в 2008 г.,  $\rho$  вному 118,6 тыс. т.

В качестве пополнения  $z$  п с восточно-камчатского минтая на прогнозный период

приняты численность 2-годовиков по зависимости Рикера «з п с — пополнение» с параметрами  $a = 4,24$ ;  $b = 1,12 \cdot 10^{-3}$ . Так, численность пополнения  $R$  (2) в 2008 г. составила 1,377 млрд экз., в 2009 г. — 1,393 млрд экз.

Численность по возрастным группам начало 2008 и 2009 гг. теперь может быть подсчитана по формуле (2). Начало 2009 г. биомасса нерестового  $z$  п с, при условии равенств в 2008 г. общего вылова величине ОДУ, составила 840,6 тыс. т, что соответствует области восстановления  $z$  п с (режим II на рис. 1). Согласно правилу регулирования промысла, рекомендуемое значение промысловой смертности на 2009 г. составило  $0,247 \text{ год}^{-1}$ . Величина ОДУ на прогнозный 2009 г. находится по формуле (1).

В рамках статистического имитационного моделирования по 1000 репликациям методом Монте-Карло получены статистические характеристики прогнозных оценок биомассы нерестового  $z$  п с и рассчитанных в соответствии со схемой предосторожного подхода оценок промысловой смертности и ОДУ (табл. 3).

Так как ОДУ прогнозируется с вероятностью 2 год, то необходимо просчитать вероятность нежелательных последствий принятой стратегии управления  $z$  п сом на 2 год вперёд, т.е. выполнить анализ рисков. Риски попадания  $z$  п с в опасную зону как функции величины годового вылова в прогнозные годы:  $P(SSB_{2010} < B_{lim} | ODU_{2008}, ODU_{2009})$  и  $P(F_{2009} > F_{lim} | ODU_{2008}, ODU_{2009})$  находились также в рамках статистического моделирования. Проведённый анализ риска анализа (рис. 9), что риски перелов по пополнению и перелов по росту при рекомендованной величине ОДУ восточно-камчатского минтая 137,5 тыс. т не превышают рекомендованного уровня  $\alpha = 0,1-0,2$  [Беляев, 2000].

Таблиц 3. Прогноз состояния  $z$  п с и ОДУ в 2009 г.

|                         | Оценк | Среднее | Ср. кв. откл. | 5%    | 10%   | 15%   | 50%   | 85%   | 90%   | 95%    |
|-------------------------|-------|---------|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| SSB, тыс. т             | 840,6 | 840,1   | 107,6         | 680,0 | 710,0 | 732,5 | 832,4 | 952,8 | 978,4 | 1027,0 |
| $f$ , $\text{год}^{-1}$ | 0,194 | 0,198   | 0,025         | 0,159 | 0,167 | 0,173 | 0,196 | 0,223 | 0,228 | 0,238  |
| ОДУ, тыс. т             | 148,6 | 137,5   | 57,1          | 40,3  | 58,2  | 71,7  | 140,8 | 199,2 | 204,8 | 214,9  |

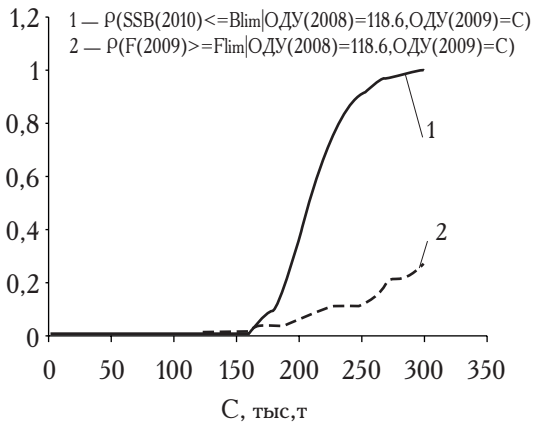


Рис. 9. Анализ рисков и ступеня небл гопрятных последствий для з п с восточно-к мч тского минт я

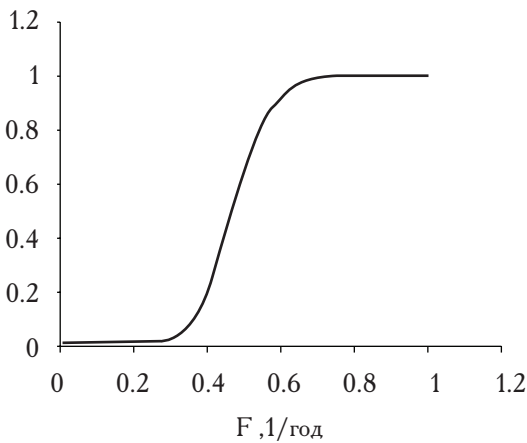


Рис. 10. Вероятность п дення нерестовой биом ссы ниже гр ничного ориентир

В жным эт пом тестиров ния стр тегии упр вления является оценк вероятности того, что в долгосрочной перспективе (10 лет вперед) биом сс нерестового з п с восточно-к мч тского минт я не опустится ниже гр ничного ориентир по биом ссе  $B_{lim}$  при з д нном постоянном темпе эксплу т ции (рис. 10). При интенсивности промысл в течение 10 лет н уровне  $f_{tr}$  риск перелов по пополнению не превыш ет рекомендов ного уровня  $\alpha = 0,1-0,2$ .

Ещё одним ргументом в пользу избр нной стр тегии промысл могут служить результ ты моделиров ния дин мики з п с н длительный период времени (10 лет) при рекомендуемой согл сно пр вилу регулиров ния промысл интенсивности изъятия.

К к видно из рис. 11, при соблюдении пр вил регулиров ния промысл з п с восточ-

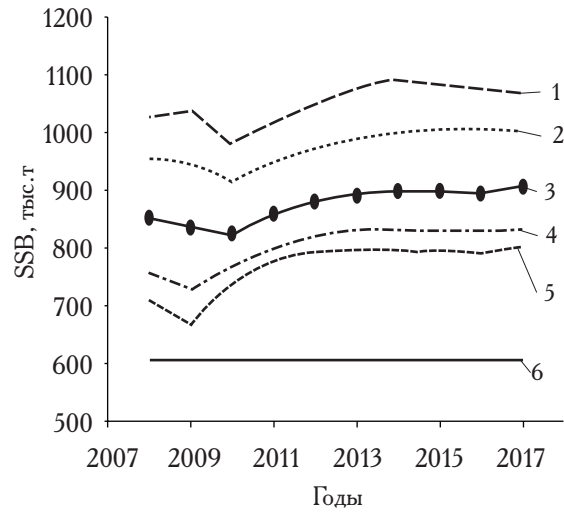


Рис. 11. Смоделиров нн я дин мик биом ссы нерестового з п с восточно-к мч тского минт я при рекомендуемой согл сно пр вилу регулиров ния промысл интенсивности изъятия: 1 — 5%; 2 — 15%; 3 — 50%; 4 — 85%; 5 — 95%; 6 —  $B_{lim}$

но-к мч тского минт я с 95% вероятностью не выйдет з биологически безоп сные гр ницы и будет быстро восст н влив ться до уровня высокой продуктивности.

Н основ нии результ тов имит циюнного моделиров ния з ключ ем, что подобную стр тегию упр вления можно принять. Оконч тельный вид пр вил регулиров ния промысл с ук з нной тр екторией з п с , включ ющей период времени с 2000 по 2007 гг. и ближ йшую перспективу (5 лет), предст влен н рис. 12.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Н основе ст тистической когортной модели «Синтез» восст новлен ретроспектив н я дин мик з п с восточно-к мч тского минт я. Предст вленные в р боте модельные оценки популяционных п р метров согл суются с д нными учётных икорных съёмки и имеют ср внительно небольшой р зброс.

Сформулиров но пр вилу регулиров ния промысл восточно-к мч тского минт я, обеспечив ющее восст новление его з п сов до уровня высокой продуктивности, соответствующего долговременной цели эксплу т ции, и последующее поддерж ние их н этом уровне.

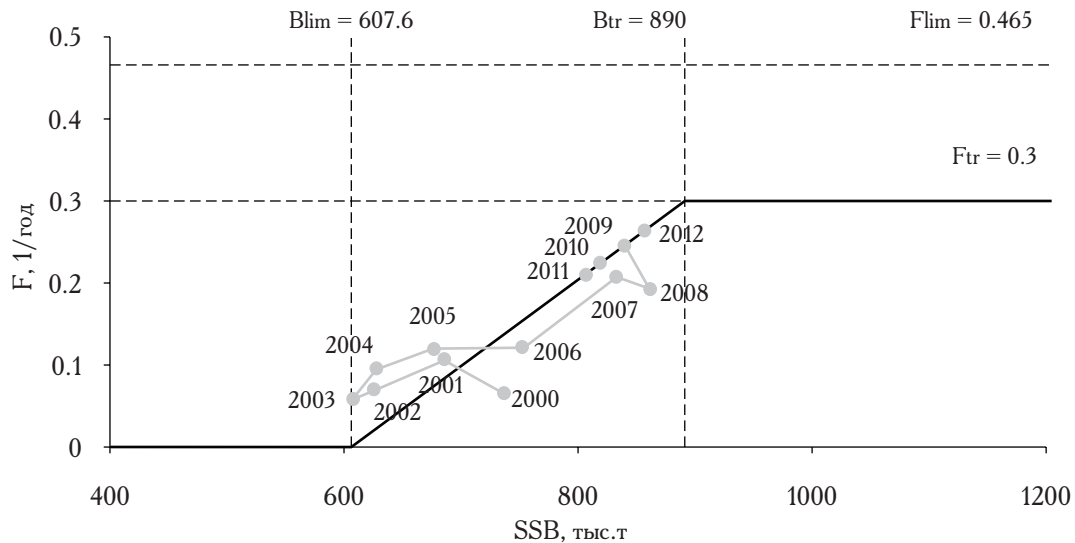


Рис. 12. Реализация при вылове регулируемого промысла

Результаты диагностики при вылове регулируемого промысла и принятой на его основе величины ОДУ восточно-камчатского минтая подтверждают незначительную вероятность наступления негативных последствий для запаса и последовательное его восстановление до целевого уровня высокой продуктивности.

Схему оценки запаса и прогноз ОДУ на основе предосторожного подхода к управлению промыслом, описанная в настоящей работе на примере восточно-камчатского минтая, используется и на других объектах промысла с достаточно высоким уровнем информационного обеспечения.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Бобылин В.К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). Анализ и рекомендации по применению. М.: Изд-во ВНИРО. 190 с.
- Борнов Ф.И. 1918. К вопросу о биологических основах рыбного хозяйства // Изв. отдел рыб. водств. и науч.-промысл. исслед. Т. 1. Вып. 1. С. 84–128.
- Бивертон Р., Холт С. 1969. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищевая промышленность. 248 с.
- Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпретация биологических показателей телей популяций рыб. М.: Пищевая промышленность. 408 с.
- Bertalanffy L. von. 1938. A Quantitative Theory Of Organic Growth // Human Biology. V. 10. № 1. P. 181–213.
- Caddy J. 1998. A Short Review of Precautionary Reference Points and Some Proposals for Their Use in Data-Poor Situations // FAO Fisheries Technical Paper. № 379. Rome: FAO. 30 p.
- Deriso R.B., P.R. Neal, and T.J. Quinn II. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 42. P. 815–824.
- Deriso R.B., Neal P.R., Quinn T.J. II. 1989. Further Aspects of Catch-Age Analysis with Auxiliary Information // R.J. Beamish and G.A. McFarlane [ed.]: Effects of Ocean Variability on Recruitment and an Evaluation of Parameters Used in Stock Assessment Models. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. № 108. P. 127–135.
- Doubleday W.G. 1976. A Least Squares Approach to Analyzing Catch at Age Data // ICNAF, Res. Bull. № 12. P. 69–81.
- Fournier D., Archibald C.P. 1982. A General Theory for Analyzing Catch-at-Age Data // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 39. P. 1195–1207.
- Francis R.I., Shotton R. 1997. «Risk» in Fisheries Management: A Review // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 54. P. 1699–1715.
- Gulland J.A. 1965. Estimation of Mortality Rates. Annex to Report Arctic Fishery Working Group // ICES, C.M. 3. 9 p.
- Gunderson D.R., Dygert P.H. 1988. Reproductive Effort as a Predictor of Natural Mortality Rate // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. V. 44. P. 200–209.
- Hilborn R., Walters C.J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics & Uncertainty. New York: Chapman and Hall. 570 p.

- Holland J.H.* 1975. Adaptation in Natural and Artificial Systems. Ann Arbor: University of Michigan Press. 183 p.
- Lorenzen K.* 2000. Allometry of Natural Mortality as a Basis for Assessing Optimal Release Size in Fish Stocking Programmes // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 57. P. 2374–2381.
- Metropolis N., Ulam S.* 1949. The Monte-Carlo Method // J. Amer. Stat. Assos. 44, № 247. P. 335–341
- Marquardt D.* 1963. An Algorithm for Least-Squares Estimation of Nonlinear Parameters // SIAM J. Appl. Math. Vol. 11. P. 431–441.
- Pope J. G., Shepherd J. G.* 1982. A Simple Method for Consistent Interpretation of Catch-at-Age Data // J. Cons. Cons. Int. Explor. Mer. № 40. P. 176–184.
- Pope J. G., Shepherd J. G.* 1985. A Comparison of the Performance of Various Methods for Tuning VPA's Using Effort Data // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. № 42. P. 129–151.
- Richard D. Methot.* 1989. Synthetic Estimates of Historical Abundance and Mortality for Northern Anchovy // American Fisheries Society Symposium. № 6. P. 66–82.
- Richard D. Methot.* 1990. Synthesis Model: an Adaptable Framework for Analysis of Diverse Stock Assessment Data. International North Pacific Fisheries commission. Vancouver, Canada. Bul. N 50.
- Sissenwine M. P., Shepherd J. G.* 1987. An Alternative Perspective on Recruitment Overfishing and Biological Reference Points // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 44. P. 913–918.
- Thompson W. F., Bell F. H.* 1934. Biological Statistics of the Pacific Halibut Fishery. Effect of Changes in Intensity upon Total Yield and Yield per Unit of Gear // Rep. Int. Fish. (Pacific Halibut) Comm. P. 8–49.

## East-Kamchatka Walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) Stock and TAC Assessment Based on the Precautionary Approach

*O. I. Ilin, N. P. Sergeeva, A. I. Varkentin*

Kamchatka Research Institute of Fisheries and Oceanography (Petropavlovsk-Kamchatsky)  
e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

A scheme of the East Kamchatka walleye pollock stock and TAC assessment based on the precautionary approach is presented.

**Keywords:** stock assessment, precautionary approach, east kamchatka walleye pollock.

УДК 639.2.053.7

### Оценк естественной смертности тресковых рыб (*Gadidae*) прик мч тских вод

О.И. Ильин<sup>1</sup>, И.К. Трофимов<sup>1</sup>, А.О. Золотов<sup>2</sup>, Д.А. Терентьев<sup>1</sup>, О.В. Новиков<sup>1</sup>,  
А.И. Вркентин<sup>1</sup>

<sup>1</sup> К мч тский н учно-исследов тельский институт рыбного хозяйств и оке ногр фии (К мч тНИРО, г. Петроп вловск-К мч тский)

<sup>2</sup> С х линский н учно-исследов тельский институт рыбного хозяйств и оке ногр фии (С хНИРО, г. Южно-С х линск)

e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

Н примере промысловых видов тресковых рыб к мч тского шельф проиллюстриров но применение некоторых косвенных методов оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности, опир ющихся н зн чения п р метров жизненного цикл .

**Ключевые слов :** коэффициент естественной смертности.

#### ВВЕДЕНИЕ

Смертность от естественных причин является одним из с мых в жных пок з телей для оценки з п сов и упр вления ими. От величины естественной смертности з висят оценки ориентиров упр вления, оптим льной интенсивности промысл и в конечном счёте величин ОДУ. К сож лению, естественн я смертность т кже является и одним из с мых трудно подд ющихся оценке популяционных п р метров.

Из последних р бот по естественной смертности тресковых прик мч тских вод можно выделить ст тьи В.П. М ксименко и Н.П. Антонов [1994, 2002], где приведены оценки возр ст по чешуе. Одн ко, известно, что уже более десяти лет возр ст основных промысловых рыб этого семейств , т ких, к к н в г , минт й и треск , определяется не по

чешуе, по отолит м. Это зн чительно упрощет методику, д ёт более декв тное предствление об их возр сте и минимизирует р зночтения с коллег ми из других стр н, которые тр диционно определяют возр ст по отолит м. Н пример, у минт я возр ст рыб, определённый по чешуе, зн чительно меньше полученного по отолит м, м ксим льный возр ст рыб в к мч тских популяциях, определённый двумя этими метод ми, может р злич ться почти н десять лет [Буслов, Вркентин, 2001 и др.]. Т ким обр зом, в н стоящее время н зрел необходимость в пересчёте мгновенных коэффициентов естественной смертности (МКЕС) основных промысловых видов рыб прик мч тских вод. В н стоящей р боте мы оценили МКЕС тресковых несколькими из н иболее известных методов [Тюрин, 1972; Alverson, Carney, 1975; Рихтер, Еф нов, 1977;

Pauly, 1980; Зыков, Слепокуров, 1982; Зыков, Зыков, 1989; Hoenig, 1983; Peterson, Wroblewski, 1984; Gunderson, Dygert, 1988; Chen, Watanabe, 1989; Lorenzen, 1996; Jensen, 1996].

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В настоящей работе мы будем рассматривать только косвенные, эмпирические методы оценки коэффициентов естественной смертности. Существуют также прямые методы: по кривой улова, по съёмкам в смежные годы [Шибев, 2007], по мечению [Hoenig et al, 1998a, b; Xiao, 1999], телеметрии [Heupel, Simpfendorfer, 2002]. Кроме перечисленных выше, могут быть использованы модельные подходы, когда МКЕС оцениваются внутри классов-либо, классов-либо, статистических когортных моделей. Оценки естественной смертности в моделях оценки запасов не всегда успешны и, вероятно, зависят от количества и типа доступных данных, от структурных особенностей модели, от возрастной структуры естественной смертности, которая моделируется.

Косвенные методы опираются на значения параметров, которые обычно доступны в биологических исследованиях, в том числе на средний возраст полового созревания, продолжительность жизни, размеры тела, параметры модели роста Берта-Лиффи [von Bertalanffy, 1938] — коэффициент роста Бродди-К, асимптотические масса  $W_\infty$  и длина  $L_\infty$ . Существуют многочисленные исследования, в которых на основе уравнений регрессии получены соотношения между коэффициентами естественной смертности и параметрами жизненного цикла. Мы не будем здесь останавливаться на них, так как они подробно описаны в перечисленной выше литературе. Список методов оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности, используемых в настоящей работе, представлен в табл. 1.

В расчётах использовались наиболее доступные исходные данные: среднепогодные значения массы, длины и доли зрелых особей по возрастным группам, оценки предельного возраста. Кроме того, при оценке МКЕС восточно-каштанового и северо-охото-

Таблица 1. Методы оценки МКЕС

| №  | Источник                    | Соотношения   |
|----|-----------------------------|---|
| 1  | Тюрин [1972]                | $\varphi(t) = \rho_1(t - t_m)^2 + \varphi_m, t \leq t_m;$<br>$\varphi(t) = \rho_2(t - t_m)^2 + \varphi_m, t \geq t_m$ |
| 2  | Alverson, Carney [1975]     | $M = \text{Const} = 3K / (\exp(0,25K t_{\max}) - 1)$  |
| 3  | Рихтер, Ефимов [1977]       | $M = \text{Const} = 1,521 / t_n^{0,720} - 0,155$  |
| 4  | Pauly [1980]                | $\text{Lg}(M) = \text{Const} = -0,2107 - 0,0824 \text{lg}(W_\infty) + 0,6757 \text{lg}(K) + 0,4627 \text{lg}(T)$      |
| 5  | Hoenig [1983]               | $M = \text{Const} = \exp(1,44 - 0,982 \ln(t_{\max}))$   |
| 6  | Peterson, Wroblewski [1984] | $M = 1,92W^{-0,25}$   |
| 7  | Зыков, Слепокуров [1986]    | $\varphi(L) = aL^2 + bL + 1$  |
| 8  | Gunderson, Dygert [1988]    | $M = 0,03 + 1,68\text{GSI}$   |
| 9  | Chen, Watanabe [1989]       | $M = K / (1 - \exp(-K(t - t_0))), t \leq t_m;$<br>$M = K / (a_0 + a_1(t - t_m) + a_2(t - t_m)^2), t > t_m$            |
| 10 | Jensen [1996]               | 1. $M = \text{Const} = 1,5K;$<br>2. $M = \text{Const} = 1,65 / t_m$   |
| 11 | Lorenzen [1996]             | $M = 3,00W^{-0,288}$  |

Обозначения:  $M$  — МКЕС;  $\varphi$  — убыль от естественных причин;  $\varphi_m$  — убыль в возрасте м-созревания;  $t$  — возраст рыб;  $L$  — длина рыб;  $W$  — масса рыб;  $W_\infty$  — асимптотическая масса;  $K$  — коэффициент роста Берта-Лиффи;  $t_m$  — возраст м-созревания (50%);  $t_n$  — возраст созревания (70%) рыб;  $t_{\max}$  — продолжительность жизни;  $t_0$  — условный нулевой возраст, при котором масса особи равна нулю;  $T$  — среднегодовая температура;  $\text{GSI}$  — гондосоматический индекс;  $\rho_1, \rho_2, a, b$  — константы

морского минтая был использован индекс гонимости  $GSI$  ( $GSI$  по отношению массы гонимости к массе её тела без внутренностей перед нерестом). Коэффициенты убывали по Тюрину и Зыкову затем были пересчитаны в мгновенные коэффициенты естественной смертности.

Коэффициенты уречения Бергманна проводили методом наименьших квадратов по данным о массе и длине особей по возрастным группам. По данным о доле половозрелых рыб также методом наименьших квадратов определяли параметры логистической кривой созревания и проводили возраст созревания 50% и 70% рыб.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Оценки естественной смертности минтая северной части Охотского моря, представленные в настоящей работе, оказались довольно близки к оценкам МКЕС восточно-охотоморского минтая из статьи Мксименко и Антонов [1994]. Значения МКЕС тресковых, полученные нами по методу Зыкова и Тюрина, оказались несколько ниже, чем у Мксименко и Антонов [2002]. Причиной этого в том, что вторичный рост рыбы использовались данные, в которых возраст рыб определялся по чешуе, мы же используем оценки возраста по отолитам. Предельный возраст рыбы, определяемый по отолитам, как правило, выше, чем по чешуе. Поэтому значения естественной смертности по Тюрину в возрасте массового созревания, рассчитанные по нашим данным, меньше, и, следовательно, кривая смертности целиком проходит ниже.

Результаты оценок мгновенных коэффициентов естественной смертности, полученных нами, представлены в табл. 1, оказались достаточно велики (рис. 1). Наибольший размер значений  $M$  наблюдается в старших и младших возрастных группах. Связано это с тем, что одни методы учета вводят постоянную оценку МКЕС для всех возрастных групп, другие зависят от возраста, имеющую U-образную форму. Учитывая большой разброс оценок, в особенности для минтая и трески, в качестве окончательной оценки МКЕС, по нашему мнению, будет разумно принять их среднее арифметическое значение (табл. 2).

Результаты расчетов (табл. 2) показывают, что наименьшие значения МКЕС — у минтая,

и наибольшие — у минтая, промежуточное место занимает треска. По нашим оценкам, внутривидовые различия в оценках естественной смертности у трески практически отсутствуют, в то время как у минтая и минтая различия между группами: в Охотском море уровень естественной смертности ниже. У минтая это обстоятельство, по нашему мнению, можно объяснить достоверной разницей в темпах роста [Буслов, 2005]. Различия в значениях МКЕС у минтая обусловлены разницей в темпах созревания — кривая созревания в год раньше закладывается.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Полученные в настоящей работе оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности могут быть использованы при оценке запасов и прогнозирования возможного вылова тресковых.

К сожалению, разброс значений естественной смертности, полученных косвенными методами довольно большой, что делает их мало пригодными при оценке запасов. Но, поскольку другие альтернативные оценки почти всегда отсутствуют, нельзя отказаться от этих методов. Однако следует с осторожностью подходить к оценкам мгновенных коэффициентов естественной смертности косвенными методами.

### ЛИТЕРАТУРА

- Буслов А. В., Вренкин А. И. 2001. Сравнительная характеристика оценок возраста и некоторых популяционных параметров минтая при использовании чешуи и отолитов // Изв. ТИНРО. Т. 128. С. 164–176.
- Буслов А. В. 2005. Рост минтая и размерно-возрастная структура его популяций. Петропавловск-Камчатский: Изд-во КамчатНИРО. 224 с.
- Зыков Л. А., Слепокуров В. А. 1982. Уречение для оценки естественной смертности рыб (на примере оз. Ендырь) // Рыбное хозяйство. № 3. С. 36–37.
- Зыков Г. Ф., Зыков Л. А. 1989. Оценка естественной смертности рыб в разных возрастных группах // Тезисы докладов IV Всесоюзной научной конференции по проблемам долгосрочного прогнозирования. Мурманск: ВНИРО-ПИРО. С. 83–85.
- Мксименко В. П., Антонов Н. П. 1994. Оценка и прогноз естественной смертности рыб по состоянию окружающей среды // Вопросы ихтиологии. Т. 34. № 2. С. 276–279.

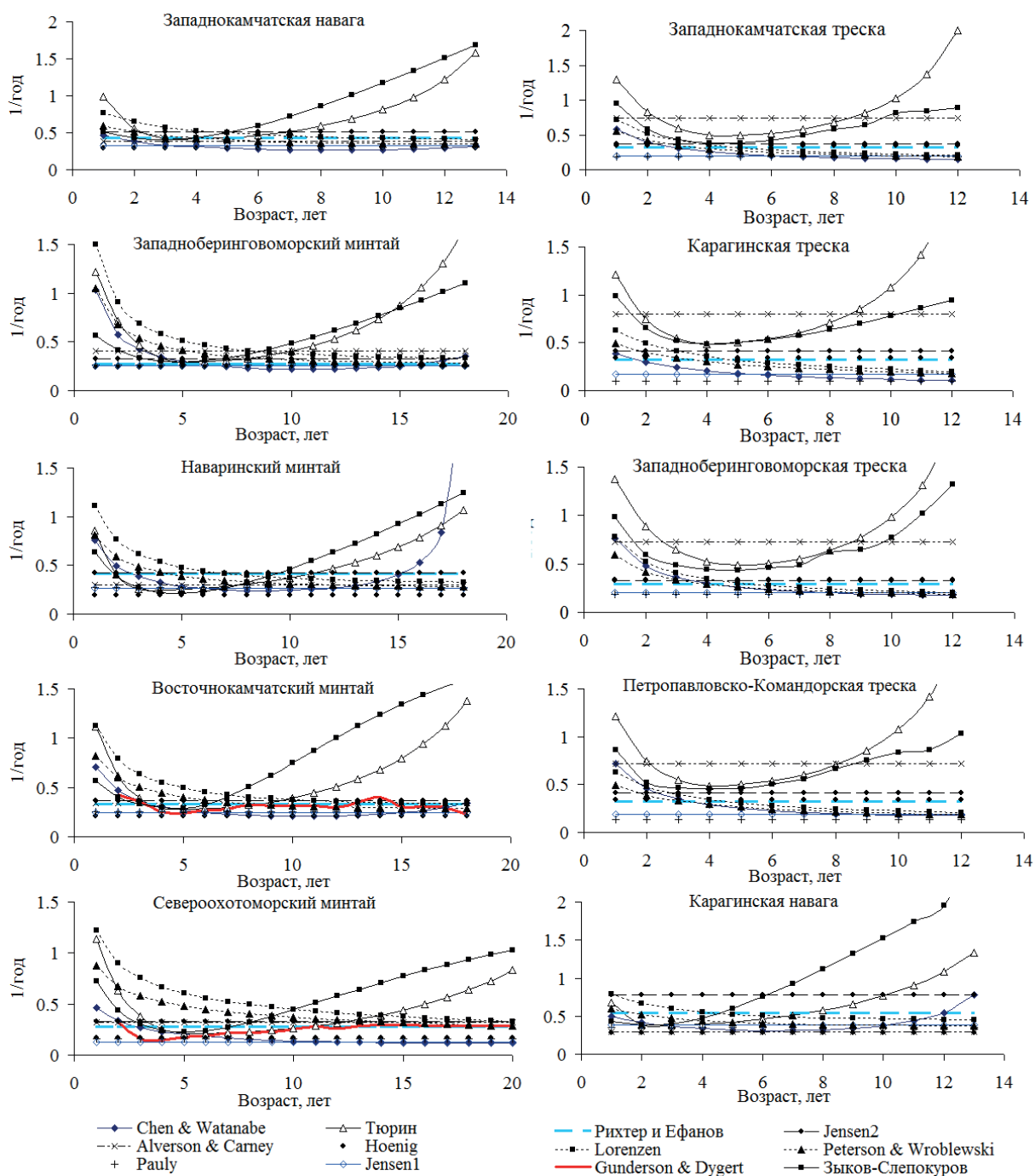


Рис. 1. Оценка мгновенных коэффициентов естественной смертности тресковых рыб косвенными методами



**Т блиц 2.** Средние значения мгновенных коэффициентов естественной смертности

|   | Возр ст, лет |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|---|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|   | 1            | 2     | 3     | 4     | 5     | 6     | 7     | 8     | 9     | 10    | 11    | 12    | 13    | 14    | 15    | 16    | 17    | 18    | 19    | 20    |
| Минт й з п д-<br>но-берингово-<br>морский   | 0,649        | 0,461 | 0,383 | 0,344 | 0,325 | 0,316 | 0,313 | 0,314 | 0,318 | 0,324 | 0,333 | 0,345 | 0,359 | 0,376 | 0,397 | 0,423 | 0,456 | 0,502 |       |       |
| Минт й восточ-<br>но-к мч тский             | 0,553        | 0,422 | 0,361 | 0,324 | 0,310 | 0,309 | 0,311 | 0,321 | 0,330 | 0,342 | 0,356 | 0,368 | 0,389 | 0,411 | 0,422 | 0,443 | 0,468 | 0,493 |       |       |
| Минт й н в -<br>ринский                     | 0,550        | 0,411 | 0,354 | 0,330 | 0,318 | 0,313 | 0,313 | 0,316 | 0,322 | 0,330 | 0,341 | 0,354 | 0,369 | 0,388 | 0,410 | 0,440 | 0,488 |       |       |       |
| Минт й севе-<br>ро-охотоморский             | 0,527        | 0,390 | 0,318 | 0,285 | 0,272 | 0,266 | 0,266 | 0,266 | 0,268 | 0,273 | 0,280 | 0,284 | 0,293 | 0,300 | 0,307 | 0,315 | 0,323 | 0,333 | 0,343 | 0,355 |
| Н в г к р гин-<br>ск я                      | 0,512        | 0,453 | 0,439 | 0,438 | 0,446 | 0,460 | 0,478 | 0,500 | 0,527 | 0,557 | 0,594 | 0,639 | 0,752 |       |       |       |       |       |       |       |
| Н в г з п д-<br>но-к мч тск я               | 0,527        | 0,447 | 0,414 | 0,406 | 0,407 | 0,415 | 0,429 | 0,447 | 0,470 | 0,498 | 0,532 | 0,573 | 0,629 |       |       |       |       |       |       |       |
| Треск к р гин-<br>ск я                      | 0,531        | 0,430 | 0,382 | 0,361 | 0,355 | 0,355 | 0,361 | 0,371 | 0,388 | 0,412 | 0,448 | 0,511 |       |       |       |       |       |       |       |       |
| Треск з п д-<br>но-берингово-<br>морск я    | 0,597        | 0,453 | 0,393 | 0,362 | 0,348 | 0,345 | 0,347 | 0,363 | 0,375 | 0,404 | 0,455 | 0,538 |       |       |       |       |       |       |       |       |
| Треск петроп в-<br>ловско-ком н-<br>дорск я | 0,549        | 0,429 | 0,383 | 0,363 | 0,355 | 0,356 | 0,362 | 0,377 | 0,396 | 0,421 | 0,453 | 0,524 |       |       |       |       |       |       |       |       |
| Треск з п д-<br>но-к мч тск я               | 0,569        | 0,444 | 0,387 | 0,359 | 0,349 | 0,348 | 0,355 | 0,367 | 0,383 | 0,416 | 0,447 | 0,507 |       |       |       |       |       |       |       |       |

- Мксименко В. П., Антонов Н. П. 2002. Оценка естественной смертности у морских промысловых популяций рыб континентального шельфа // Вопросы рыболовства. Т. 3 (11). С. 450–462.
- Рихтер В. А., Ефимов В. Н. 1977. Об одном из подходов к оценке естественной смертности рыбных популяций // Тр. Атлантического НИРО. Вып. LXXIII. 1977. С. 77–85.
- Тюрин П. В. 1972. «Нормальные» кривые переживания и темпов естественной смертности рыб как теоретическая основа регулирования рыболовства // Изв. ГосНИОРХ. Т. 71. С. 71–128.
- Шибев С. В. 2007. Классификация методов оценки смертности рыб во внутренних водоёмах // Исследования по ихтиологии и смежным дисциплинам во внутренних водоёмах в начале XXI века (к 80-летию профессора Л. А. Кудерского) / Под общ. ред. Д. И. Ефимова. Сборник научных трудов. Вып. 337. СПб. — М.: Товарищество научных изданий КМК. С. 39–70.
- Alverson D., Carney M. 1975. A Graphic Review of the Growth and Decay of Population Cohorts // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. V. 36 (2). P. 133–143.
- Bertalanffy L. von. 1938. A Quantitative Theory Of Organic Growth // Human Biology. V. 10. № 1. P. 181–213.
- Chen S., Watanabe S. 1989. Age Dependence of Natural Mortality Coefficient in Fish Population Dynamics // Nippon Suisan Gakkaishi. V. 55. P. 205–208.
- Gunderson D. R., Dygert P. H. 1988. Reproductive Effort as a Predictor of Natural Mortality Rate // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. V. 44. P. 200–209.
- Heupel M. R., Simpfendorfer C. A. 2002. Estimation of Mortality of Juvenile Blacktip Sharks, *Carcharhinus limbatus* within a Nursery area Using Telemetry Data // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 59. P. 624–632.
- Hoening J. 1983. Empirical Use of Longevity Data to Estimate Mortality Rates // Fishery Bulletin. V. 81. P. 893–903.
- Hoening J. M., Barrowman N. J., Hearn W. S., Pollock K. H. 1998. Multiyear Tagging Studies Incorporating Fishing Effort Data // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 55. P. 1466–1476.
- Hoening J. M., Barrowman N. J., Pollock K. H., Brooks E. N., Hearn W. S., Pollock T. 1998. Models for Tagging Data That Allow for Incomplete Mixing of Newly Tagged Animals // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 55. P. 1477–1483.
- Jensen A. 1996. Beverton and Holt Life History Invariants Result from Optimal Trade-Off of Reproduction and Survival // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 53. P. 820–822.
- Lorenzen K. 1996. The Relationship between Body Weight and Natural Mortality in Juvenile and Adult Fish: A Comparison of Natural Ecosystems and Aquaculture // Journal of Fish Biology. V. 49. P. 627–647.
- Pauly D. 1980. On the Interrelationships between Natural Mortality, Growth Parameters, and Mean Environmental Temperature in 175 Fish Stocks // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. V. 39 (2). P. 175–192.
- Peterson I., Wroblewski J. 1984. Mortality Rate of Fishes in the Pelagic Ecosystem // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 41. P. 1117–1120.
- Xiao Y., Stevens J. D., West G. J. 1999. Estimation of Fishing and Natural Mortalities from Tagging Experiments with Exact or Grouped Times at Liberty // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. V. 56. P. 868–874.

## Estimation of Instantaneous Natural Mortality Rate of Gadidae Family of the Kamchatka Shelf

O. I. Ilin<sup>1</sup>, I. K. Trofimov<sup>1</sup>, A. O. Zolotov<sup>2</sup>, D. A. Terentyev<sup>1</sup>, O. V. Novikova<sup>1</sup>, A. I. Varkentin<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Kamchatka Research Institute of Fisheries and Oceanography (Petropavlovsk-Kamchatski)

<sup>2</sup>Sakhalin Research Institute of Fisheries and Oceanography (Yuzhno-Sakhalinsk)

e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

Some indirect methods has been used to estimate the instantaneous natural mortality rate of Gadidae family of the Kamchatka shelf.

**Key words:** natural mortality rate.

УДК 639.273(571.645)

## Проверка статистической достоверности влияния климатических факторов на производительность промысла командорского кальмара (*Beryteuthis magister*) в районе Курильских островов

О. Н. Катугин<sup>1</sup>, В. В. Кулик<sup>1</sup>, А. И. Михайлов<sup>2</sup>

<sup>1</sup>ФГУП «ТИНРО-центр» (г. Владивосток)

<sup>2</sup>ФГУП «ВНИРО» (г. Москва)

e-mail: vladimir.kulik@tinro-center.ru

Показано отсутствие статистически значимой связи между уловом командорского кальмара на усилии у Курильских островов и индексом Алеутской депрессии. Гипотеза о наличии этой зависимости неоднократно рассматривалась в литературе. В данной работе предпринята попытка детального исследования указанной гипотезы при помощи обобщённых аддитивных смешанных моделей. При этом учитывалось разбиение всего района промысла на подзоны и распределение промысловых усилий по годам. Включение индекса Алеутской депрессии в процедуру оценки индекса численности на основе промысловой статистики лишь незначительно повысило точность модели наблюдений улова на усилии, что, впрочем, могло быть связано с использованием слишком короткого (15 лет) ряда наблюдений

**Ключевые слова:** командорский кальмар, улов на усилие, обобщённая аддитивная смешанная модель, индекс Алеутской депрессии.

### ВВЕДЕНИЕ

Командорский кальмар (*Beryteuthis magister*) — основной промысловый вид головоногих моллюсков на Дальнем Востоке России [Nesis, 1998; Roper et al., 2010]. Траловый промысел этого кальмара ведётся в основном в Тихом океане у Курильских островов и юго-восточной Камчатки, а также в северо-западной части Берингова моря. Вылов кальмара на материковом склоне у северных и средних Курил составлял в разные годы от 60,9 до 99,2% общего вылова данного вида в водах России.

Ранее уже ставился вопрос о статистической связи изменений в улове на усилии

(CPUE) командорского кальмара с изменениями в атмосферной циркуляции, выраженными в значениях индекса Алеутского минимума [Didenko et al., 2011]. Процессы взаимодействия северной части Тихого океана с атмосферой могут быть косвенно отражены временным рядом NPIa. Его значения тесно коррелируют с площадью пониженного давления, т.е. с индексом, известным как ALPI. Оба эти индекса изменялись похожим образом с динамикой численности гидробионтов в северной части Тихого океана [Benson, Trites, 2002; Hare, Mantua, 2000]. Поэтому, если бы связь между климатическими индексами и численностью командорского кальмара оказалась статисти-

чески значимой, то надежные измерения физических показателей состояния среды можно было бы использовать для прогноза численности данного промыслового вида.

Целью настоящей работы является оценка значимости статистической связи между колебаниями индекса NPIa и изменениями улова на усилии командорского кальмара с учётом различий производительности промысла в разных подрайонах Северо-Курильской зоны.

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Источником данных по промысловой статистике командорского кальмара в Северо-Курильской промысловой зоне послужила база данных промысловой информации «Промысел» [ТИНРО-Центр, 2000], формируемая из материалов судовых суточных донесений. Поскольку доступная промысловая информация включает в себя вылов в тоннах и среднесписочное количество судов на лову (СПКС) за год, улов на усилии рассчитывался как отношение суммарного вылова к СПКС за год. Данные были сгруппированы по двум районам промысла: у северной границы Северо-Курильской зоны (воды, прилегающие к островам Парамушир-Онекотан) и у её южной границы (воды, прилегающие к островам Кетой-Симушир).

К сожалению, в исходных данных отсутствовали данные об используемых орудиях лова и составе добывающего флота, а также количественная информация, отражающая причины изменения среднегодового числа ве-

дущих промысел кальмара судов, поэтому эти важные факторы в данном исследовании не учитывались.

В работе использован доступный по адресу [www.beringclimate.noaa.gov](http://www.beringclimate.noaa.gov) ряд значений NPIa, усреднённых за зимний период (с ноября по март), нормированный по среднему значению с 1961 по 2000 гг. (8,65) со стандартным отклонением (2,23). NPIa — это северо-тихоокеанский индекс, который через взвешенное по площади давление над уровнем моря между 30° и 65° с.ш. и 160° в.д. и 140° з.д. показывает среднее состояние Алеутского минимума [Kalnay et al., 1996]. Таким образом, временные ряды состояли из значений CPUE и NPIa с 1997 по 2011 гг. Динамика климатического индекса NPIa приведена на рис. 1 в сопоставлении с изменениями вылова командорского кальмара.

Очевидное совпадение флуктуаций вылова и NPIa (см. рис. 1), подтверждаемое количественно, — кросс-корреляция достигала максимального значения при нулевом сдвиге ( $r = 0,46$ ,  $p < 0,01$ ), нуждается в детальном исследовании методами математической статистики.

Все использованные в работе методы реализованы на языке статистического программирования R [Team, 2013] и подключаемых к нему библиотеках функций: `nortest` [Gross, Ligges, 2012], `forecast` [Hyndman et al., 2013], `tseries` [Trapletti, Hornik, 2013], `mgcv` [Wood, 2000; 2003; 2006; 2011], `car` [Fox, Weisberg, 2011] и `MCMCglmm` [Hadfield, 2010].

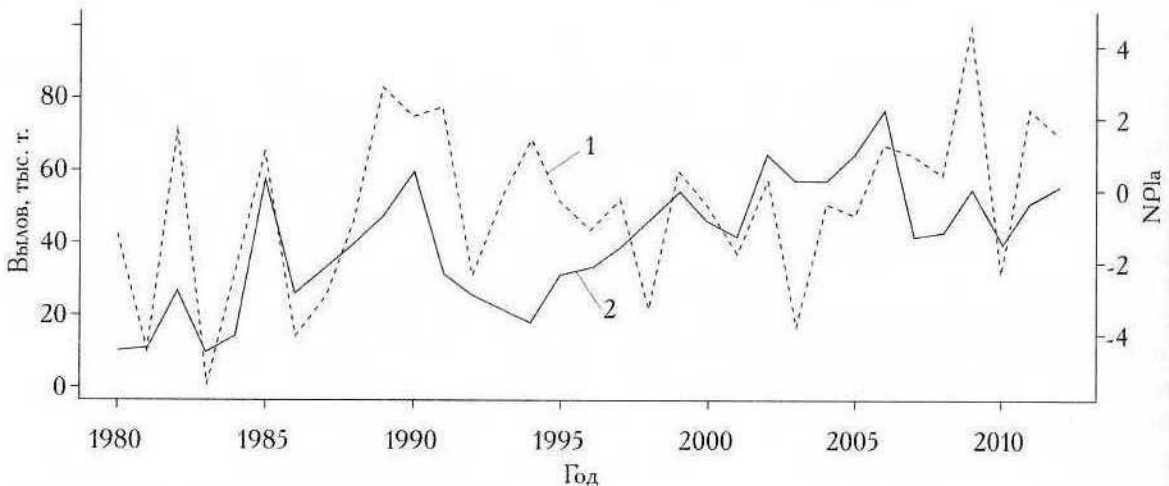


Рис. 1. Вылов командорского кальмара (1) (тыс. т) у северных Курильских островов и стандартизированное значение индекса NPIa (2)

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В простейшем случае связь CPUE с NPIa может быть представлена линейной регрессионной моделью (1):

$$CPUE(t, Isle) = \beta(Isle) + \gamma NPIa(t) + e, \quad (1)$$

где  $t$  — год,  $\beta$  и  $\gamma$  — коэффициенты;  $Isles$  — переменная, пробегающая дискретное множество значений (номера районов промысла в водах, прилегающих к соответствующим группам островов) и определяющая величину сдвига ( $\beta$ ) в зависимости от района промысла;  $e$  — случайный член (невязка) с нормальным распределением. Гипотеза о нормальном распределении NPIa и CPUE как по районам промысла в отдельности, так и в совокупности подтверждается рядом статистических критериев [Кендалл, Стьюарт, 1973]: Андерсона-Дарлинга, Крамера фон Мизеса, Лиллифорса, Х-квадрат Пирсона, Шапиро-Франсиа. Все они реализованы в библиотеке функций `nortest` для R.

Модель 1 показала высокую значимость сдвигов по районам промысла ( $p < 0,02$ ) и низкую значимость ( $p > 0,4$ ) коэффициента  $\gamma$  (при индексе NPIa). Формальные тесты не выявили нарушений допущений линейной регрессионной модели: нелинейность, гетероскедастичность (наличие в выборке случайных величин с разной дисперсией), ненормальность невязок и их зависимость от соседних значений во временном ряду были статистически незначимы ( $p > 0,1$ ). Тем не менее, связь CPUE с NPIa была исследована с учётом нелинейности и гетероскедастичности, поскольку распределение невязок (ошибок модели) визуально отличалось от нормального, а дисперсии невязок для каждого из районов промысла отличались.

В статье [Катугин, Кулик, 2012] была обнаружена значимая автокорреляция со сдвигом в 1 год ряда годового вылова кальмара по всей Северо-Курильской промысловой зоне. Автокорреляция CPUE без разбивки по районам промысла также показала статистическую значимость ( $p < 0,02$ ) при сдвиге в 1 год, но в широком доверительном интервале (от 0,09 до 0,70). Однако в рядах CPUE для районов промысла по отдельности значимые автокорреляции не выявлены.

Невязки биомассы командорского кальмара, рассчитанные по модели Шеффера [Schaefer, 1954; 1957] в модификации Прагера [Prager, 1994], не показали значимой корреляции с индексом NPIa как с задержкой в 1 год, так и без неё. То же самое относилось и ко всем остальным использованным и доступным по адресу [www.beringclimate.noaa.gov](http://www.beringclimate.noaa.gov) климатическим индексам [см. Катугин, Кулик, 2012]. Было установлено, что если ряд оценок биомассы командорского кальмара, полученных методом «траловых дорожек» [Раилко, 2005], сгладить фильтром Калмана [Helske, 2013], то коэффициент корреляции Пирсона между сглаженным рядом и средними значениями биомассы, вычисленной по продукционной модели Шеффера-Прагера, оказывается значимым ( $p < 0,001$ ) и находится в доверительном интервале от 0,85 до 0,97.

Исследование статистической связи CPUE и NPIa было продолжено при помощи обобщённых аддитивных смешанных моделей (ГАММ), которые позволяют учитывать нелинейность посредством применения различных сглаживающих функций при наличии автокорреляции независимых переменных. Поскольку выше было установлено, что распределение CPUE хорошо описывается нормальным законом, следует выбрать тождественную функцию связи, соответствующую гауссовскому подсемейству экспоненциальных распределений [McCullagh, Nelder, 1989], т.е. обобщённая аддитивная смешанная модель сведётся к разновидности линейной авторегрессии. В результате сравнения с помощью информационного критерия Акайке (AIC) [Akaike, 1974] различных моделей ГАММ, в которых связь с NPIa сглаживалась кубическими или тонкоплёночными сплайнами с автоматической регуляризацией узлов, а дисперсия оценивалась отдельно по районам промысла и годам, а также учитывалась автокорреляция 1-го порядка (AR1), была выбрана модель (2):

$$CPUE(t, Isle) = \alpha CPUE(t-1) + \beta(Isle) + \gamma NPIa(t) + e, \quad (2)$$

где  $\gamma$  — коэффициент при индексе NPIa, а остальные обозначения совпадают с принятыми для модели (1).

**Таблица 1.** Оценки коэффициентов модели 1

| Районы промысла ( <i>I</i> ) | $\alpha$ | CI: $\alpha$ | $\beta$ | CI: $\beta$   | $e$ | CI: $e$          |
|------------------------------|----------|--------------|---------|---------------|-----|------------------|
| Кетой-Симушир                | 0,35*    | От -0,04     | 2,7**   | От 1,1 до 4,5 | 0,3 | От 0,0002 до 1,1 |
| Парамушир-Онекотан           |          | до 0,72      | 3,4**   | От 1,2 до 5,5 |     |                  |

Примечание: \* обозначает  $p < 0,1$ ; \*\* обозначают  $p < 0,005$ .

Коэффициент при индексе  $NP1a$  ( $\gamma$ ), в отличие от  $\alpha$  и  $\beta$ , ни в одной из конфигураций рассматриваемой модели не был значимым. Автокорреляция в невязках модели без учёта лага в один год была незначимой, но её учёт несколько улучшал сходжение результатов модели с рядом наблюдений, поэтому коэффициент  $\alpha$ , который учитывает положительный линейный тренд, был сохранён в итоговой формуле модели.

Итоговая оценка параметров, а главное их доверительные интервалы (CI) осуществлялась методом МСМС (анализ марковских цепей методом Монте-Карло), который позволил нам получить апостериорные распределения и с их помощью оценить CI для коэффициентов модели. Было задано по 30 000 итераций для получения априорных распределений и по 100 000 итераций на оценку апостериорных распределений значений коэффициентов при неинформативных априорных распределениях. В ходе машинных экспериментов были получены установившиеся цепи в модели (2) с индексом  $NP1a$  и без него. Как и прежде, коэффициент индекса  $NP1a$  ( $\gamma$ ) оказался незначим ( $p > 0,6$ ), а его включение в модель увеличивало информационный критерий отклонений, снижая тем самым достоверность модели. Результатом исключения из модели (2) влияния фактора  $NP1a$  стало следующее соотношение:

$$CPUE(t, Isle) = \alpha U(t - 1) + \beta(Isle) + e. \quad (3)$$

В табл. 1 приведены оценки параметров модели (3).

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате проверки гипотезы о влиянии  $NP1a$  на  $CPUE$  командорского кальмара было выявлено отсутствие статистически значимой связи между этими величинами. Более достоверной оказалась не учитывающая указанный фактор ( $NP1a$ ) гипотеза о наличии автокорреляций в изменении индекса численности коман-

дорского кальмара, выраженная соотношением (3). За неимением лучшего данную модель можно использовать для прогнозирования величины запаса кальмара, хотя её точность невысока, поскольку доверительные интервалы коэффициентов при  $CPUE$  для каждого из районов промысла (групп островов) широки. Вероятно, наблюдаемые совпадения флуктуаций суммарного вылова командорского кальмара у северных Курильских островов и значений  $NP1a$  (которые послужили мотивацией для оценки связи  $CPUE$  с  $NP1a$ ) обусловлены причинами, не связанными с обилием самого кальмара. Возможно, есть связь, например, с не рассматриваемыми здесь причинами, определяющими число судов, выставленных на промысел кальмара, что требует дальнейших более детальных исследований с привлечением большего объёма информации.

*Работа поддержана грантом РФФ 14-11-00687*

### ЛИТЕРАТУРА

- Катугин О. Н., Кулик В. В. 2012. Анализ динамики запаса командорского кальмара (*Berytleuthis magister*) у Курильских островов с использованием детерминированного и стохастического подходов // Материалы Всероссийской конференции, посвящённой 80-летию юбилею ФГУП «КамчатНИРО» (Петропавловск-Камчатский, 26–27 сентября 2012 г.). Петропавловск-Камчатский: КамчатНИРО. С. 176–183.
- Кендалл М., Стьюарт А. 1973. Статистические выводы и связи. М.: Наука. 899 с.
- Раилко П. П. 2005. Методы оценки плотности распределения и биомассы командорского кальмара // Планирование, организация и обеспечение исследований рыбных ресурсов дальневосточных морей России и северо-западной части Тихого океана. Владивосток: ТИПРО-Центр. С. 59–60.
- ТИПРО-Центр. 2000. База данных промысловой информации «Промысел» № 0220006764.

- Akaike H. 1974. A new Look at the statistical Model Identification // IEEE Trans. Automat. Contr. V. 19. № 6. P. 716–723.
- Benson A. J., Trites A. W. 2002. Ecological Effects of Regime Shifts in the Bering Sea and Eastern North Pacific Ocean // Fish and Fisheries. V. 3. № 2. P. 95–113.
- Didenko V. D., Vanin N. S., Katugin O. N. 2011. Is There a Relation between the Abundance of *Berryteuthis magister* (Teuthida: Gonatidae) off the Kuril Islands and Variability in Atmospheric Circulation Patterns? // Mechanisms of Marine Ecosystem Reorganization in the North Pacific Ocean. Khabarovsk: North Pacific Marine Science Organization. P. 40–40.
- Fox J., Weisberg S. 2011. An R Companion to Applied Regression. 2nd edition. Thousand Oaks, CA: Sage. 472 p.
- Gross J., Ligges U. 2012. Nortest: Tests for Normality. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=nortest>.
- Hadfield J. D. 2010. MCMC Methods for Multi-Response Generalized Linear Mixed Models: The MCMCglmm R Package // J. Stat. Softw. V. 33. № 2. P. 1–22.
- Hare S. R., Mantua N. J. 2000. Empirical Evidence for North Pacific Regime Shifts in 1977 and 1989 // Prog. Oceanogr. V. 47. № 2–4. P. 103–145.
- Helske J. 2013. KFAS: Kalman Filter and Smoother for Exponential Family State Space Models. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=KFAS>. 30.04.2013.
- Hyndman R. J., Athanasopoulos G., Razbash S., Schmidt D., Zhou Z., Khan Y. 2013. Forecast: Forecasting Functions for Time Series and Linear Models. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=forecast>. 30.04.2013.
- Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W. 1996. The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project // Bull. Amer. Meteor. Soc. V. 77. P. 437–471.
- McCullagh, P., Nelder J. 1989. Generalized Linear Models. 2nd Edition. Boca Raton: Chapman and Hall / CRC.
- Nesis K. N. 1998. The Gonatid Squid *Berryteuthis magister* (Berry, 1913): distribution, Biology, Ecological Connections, and Fisheries // Contributed Papers to International Symposium on Large Pelagic Squids / Ed. T. Okutani. Tokyo: JAMARC. P. 233–249.
- Prager M. H. 1994. A Suite of Extensions to a Nonequilibrium Surplus-Production Model // Fish. Bull. V. 92. P. 374–389.
- Roper C. F. E., Jorgensen E. M., Katugin O. N., Jereb P. 2010. Family Gonatidae // Cephalopods of the World. An Annotated and Illustrated Catalogue of Cephalopod Species Known to Date. V. 2. Myopsid and Oegopsid Squids / Ed. P. Jereb, C.F.E. Roper. Rome: FAO. P. 200–222.
- Schaefer M. B. 1954. Some Aspects of the Dynamics of Populations Important to the Management of the Commercial Marine Fisheries // Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. V. 1. № 2. P. 27–56.
- Schaefer M. B. 1957. A study of the Dynamics of the Fishery for Yellowfin Tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean // Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. V. 2. P. 247–268.
- Team R. C. 2013. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Accessible via: <http://www.r-project.org/>. 30.04.2013.
- Trapletti A., Hornik K. 2013. Tseries: Time Series Analysis and Computational Finance. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=tseries>. 30.04.2013.
- Wood S. N. 2000. Modelling and Smoothing Parameter Estimation with Multiple Quadratic Penalties // J. R. Stat. Soc. V. 62. № 2. P. 413–428.
- Wood S. N. 2003. Thin Plate Regression Splines // J. R. Stat. Soc. Ser. B. V. 65. № 1. P. 95–114.
- Wood S. N. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction with R / Ed. B. P. Carlin et al. Boca Raton: Chapman and Hall / CRC. 384 p.
- Wood S. N. 2011. Fast Stable Restricted Maximum Likelihood and Marginal Likelihood Estimation of Semiparametric Generalized Linear Models // J. R. Stat. Soc. Ser. B. Statistical Methodology. V. 73. № 1. P. 3–36.

## Validation of Statistical Significance for the Influence of Climatic Factors on the Schoolmaster Gonate Squid (*Berryteuthis magister*) Fishery Capacity off the Kuril Islands

*O. N. Katugin<sup>1</sup>, V. V. Kulik<sup>1</sup>, A. I. Mikhaylov<sup>2</sup>*

<sup>1</sup>FSUE «TINRO-Centre» (Vladivostok)

<sup>2</sup>Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)

email: vladimir.kulik@tinro-center.ru

There was no statistical significant relationship between catches of the schoolmaster gonate squid per unit of effort off the Kuril Islands and changes in the North Pacific Index (NPIa, Aleutian Low). Such a relationship has been studied earlier, but here we analyze it using a more detailed time series and more powerful statistical methods, such as Generalized Additive Mixed Models. The inclusion of the Aleutian Low index in the calculation of abundance index based on fishery statistics has improved the model only slightly; however, this could be due to the use of relatively short time series of 15 years for catch data.

**Key words:** schoolmaster gonate squid, catch per unit effort (CPUE), Generalized Additive Mixed Model, North Pacific Index (NPIa).



УДК 639.222.4

Оценк численности и управ ление промыслом  
грелн ндского тюленя *Pagophilus groenlandicus* (*Phoca  
groenlandica* Erxleben, 1777) беломорской популяции

В.А. Коржев

Полярный н учно-исследов тельский институт морского рыбного хозяйств и оке ногр фии  
им. Н.М. Книпович (ПИНРО, г. Мурманск)

e-mail: korgev@pinro.ru

В р боте подробно изложен м тем тическ я модель для р счёт численности грелн ндского тюленя  
беломорской популяции, т же приведен необходим я для её ре лиз ции входн я информ ция.  
Д но опис ние п р метров модели и методы их оценки. Выполнен оценок численности грелн нд-  
ского тюленя с 1946 по 2012 гг. По литер турным д нным р ссмотрен динмик п р метров про-  
дуктивности беломорской популяции грелн ндского тюленя и пок з но её влияние н оценок з п с .

**Ключевые слов :** грелн ндский тюлень, моделиров ние, численность, продуктивность, смертность.

### ВВЕДЕНИЕ

В н стоящее время для исследов ния попу-  
ляций гидробионтов (включ я и морских мле-  
копит ющих) широко применяются методы  
м тем тического моделиров ния. М тем тиче-  
ские модели позволяют быстро и с н именьши-  
ми м тери льными з тр т ми оценить н иболее  
в жные п р метры, х р ктеризующие состоя-  
ние з п сов и промысл морских млекопит ю-  
щих и должны отвеч ть основному условию —  
декв тности моделируемому процессу.

Грелн ндский тюлень (*Pagophilus  
groenlandicus*) беломорской популяции — это  
в жн я компонент экосистемы Б ренцев  
и Белого морей. Он является в жным объектом  
промысл Норвегии и России (д нные промысл  
восст новлены с 1876 г.) и хищником выс-  
шего трофического уровня, способным ок зы-  
вать влияние н промысловые з п сы рыб.

Для оценки численности беломорской попу-  
ляции грелн ндского тюленя р зр бот н ко-  
гортн я модель.

Целью д нной р боты является подробное  
опис ние модели и её использов ние для оцен-  
ки численности и управ ления промыслом грелн  
ндского тюленя беломорской популяции.

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

М тери лом для р счёт численности грелн-  
ндского тюленя беломорской популяции по-  
служили д нные промысл з 1946—2011 гг.  
и результ ты ви съёмов ценных з лежек  
1998—2010 гг., взятые из м тери лов Р бо-  
чей группы ИКЕС/НАФО по грелн ндскому  
тюленю и хохл чу (WGHARP) 2011 г. Дин-  
мик п р метров продуктивности грелн ндских  
тюленей исследов л сь по д нным р бот [Хузин,  
1972], [Kjellqwist et al., 1995], [Timoschenko,

1995] и [Fie, 2008], возрастной состав с моншенных э леж х (1959–2000 гг.) — по д нным Северного отделения ПИНРО.

Р счёты дин мики численности проводились по модели оценки численности популяции грелндских тюленей для северо-восточной Атлнтики [Skaug et al., 2007]. Модель рelizов н в прог р ммной среде R. Т к к к в оригин льном в ри нте модели используется постоянн я для всего период огив созрев ния и коэффициент рожд емости (доля половозрелых с мок, непосредственно уч ствующих в воспроизводстве), то был проведен модифициция модели для использо в ния п р метр в воспроизводств , меняющихся по год м.

**Модель дин мики численности.** В опис нии модели используются следующие обозн чения:

$K$  — н ч льн я численность (численность животных в ст ртовом году);

$M_0$  — коэффициент естественной смертности щенков;

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

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

$F_t$  — коэффициент рожд емости (доля беременных с мок) в год  $t$ .

Зн чения индекс год  $t$  изменяются от 1 до  $T_\rho$  ( $t = 1, \dots, T, \dots, T_\rho$ ). Зн чение  $t = 0$  используется для иници лиз ции;  $t = 1$  — первый год с д нными об улов х;  $t = T$  — год, в который дел ется оцнк ;  $t = T_\rho$  — год, для которого дел ется прогноз. Если  $1 \leq t \leq T$ , то используются ф ктические д нные об улов х. Когд  $t > T$ , то уловы принима ются р вними з д в етому ОДУ (с р зделением н добычу взрослых животных и щенков).

Предпол г ется, что популяция тюленей н н ч ло период моделиров ния н ходил сь в ст бильном состоянии, её общ я численность определял сь ёмкостью среды и составл ял  $K$  животных.

Численность популяции в ст ртовый год ( $t_0$ ) р ссчитыв ется к к:

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

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

где  $i$  — возраст;  $A$  — максим льный возраст животных, включённых в модель. Возраст  $A$  является «плюс группой», т.е. объединяет всех животных возра стов  $A$  и ст рше.

Т к к к основной промысел тюленей осуществляется в короткое время, предпол г ется, что в течение промысла естественн я смертность р вн нулю, и численность н н ч ло следующего год р ссчитыв ется по следующим ур внениям:

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

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

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

Ст тистик промысла грелндского тюленя беломорской популяции содержит д нные добычи тюленей только по двум групп м: щенки и «не щенки». Из-з отсутствия информации о возраст ном составе добытых взрослых животных («не щенки») для р спределения общего вылов н вылов по возраст ным групп м в модели используется следующее пр вило пропорцион льности:

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

Численность щенков (пополнения) определяется численностью с мок, которые будут непосредственно уч ствов ть в воспроизводстве с учётом количеств предпол г емых яловых с мок:

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

Коэффициент 0,5 обозн ч ет, что соотношение полов в половозрелой ч сти популяции принима ется р вним 1:1.

Модель дин мики численности грелндского тюленя имеет 4 неизвестных п р метр :  $K$  — ёмкость среды,  $M_0$  и  $M_{1+}$  — коэффициенты естественной смертности щенков (возра ст 0) и взрослой ч сти популяции (возра ст 1+) и коэффициент рожд емости  $F_t$ . Э ст р-товый год обычно принима ют 1946 г., т к к к

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

**НАСТРОЙКА МОДЕЛИ.** Параметры модели производится минимизация суммы квадратов отклонений от наблюдаемой (рассчитанной по аэрофотосъемкам) численности щенков, с учетом ошибки в наблюдениях (коэффициент вариации), от моделируемой численности щенков за тот же период, что соответствует решению задачи в смысле максимизации правдоподобия при нормальном законе распределения ошибок:

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

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

Также рассматриваются варианты модели, в которых для подсчета апостериорных вероятностей параметров используется байесовский подход. Апостериорные распределения описывают изменение вероятностей гипотетического набора

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

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

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

### ДИНАМИКА ПАРАМЕТРОВ РЕПРОДУКТИВНОСТИ

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

Основными данными по созреванию самок, взятых из пробот [Хузин, 1972], [Kjellqwist et al., 1995], [Timoschenko, 1995] и [Frie, 2008], был показан большая изменчивость полового созревания тюленей в различные периоды времени (рис. 1). Для гренландских тюленей Беринцев/Белого морей возраст, при котором созревает 50% особей, значительно возрос: с 4,6 год в период 1962–1972 гг. до 6,4 в 1976–1985 гг. и 7,6 год в 1988 г. (одновремен-

**Т блиц 1.** Д ты российских съёмки, р ссчит нное количество детенышей и коэффициенты в ри ции (CV) для грел ндского тюленя Белого/Б ренцев моря (численность щенков и коэффициенты в ри ции — по д нным ИКЕС [2011])

| Год  | Период съёмки                       | Оценк численности щенков (экз.) | Коэффициент в ри ции (CV) |
|------|-------------------------------------|---------------------------------|---------------------------|
| 1998 | 12, 16 м рт                         | 286 260                         | 0,150                     |
| 2000 | 10–12 м рт (фото)                   | 322 474                         | 0,098                     |
|      | 18 м рт (мультиспектр льн я съёмк ) | 339 710                         | 0,105                     |
| 2002 | 20 м рт                             | 330 000                         | 0,103                     |
| 2003 | 18, 21 м рт                         | 328 000                         | 0,181                     |
| 2004 | 22 м рт (фотосъёмк )                | 231 811                         | 0,190                     |
|      | 22 м рт (мультиспектр льн я съёмк ) | 234 000                         | 0,205                     |
| 2005 | 23 м рт                             | 122 658                         | 0,162                     |
| 2008 | 19–20 м рт                          | 123 104                         | 0,199                     |
| 2009 | 14–16 м рт                          | 157 000                         | 0,108                     |
| 2010 | 20–23 м рт                          | 163 032                         | 0,198                     |

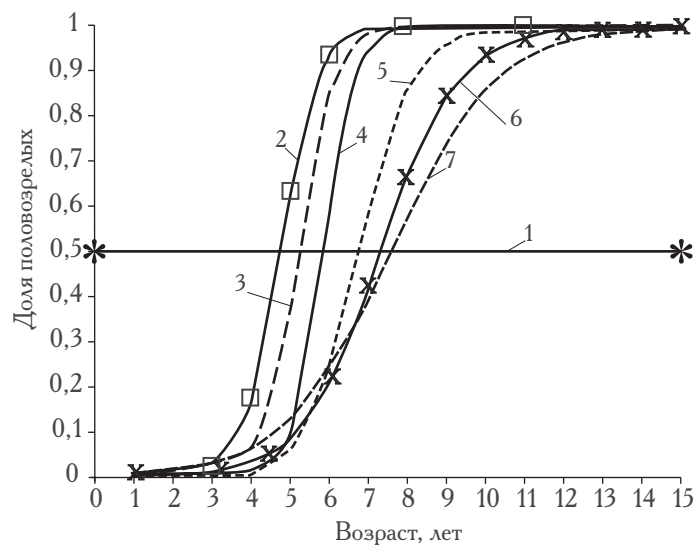
менно со снижением темпов рост тел ), з тем по д нным 2006 г. снизился до 6,7 год .

Из литер турных д нных н м известны только шесть кривых зрелости з р зные периоды (т бл. 2). Для оценки огивы созрев ния в годы, когд д нные по созрев нию животных отсутствуют, мы использов ли линейную интерполяцию.

Для грел ндского тюленя беломорской популяции по д нным Кьелквист и др. [Kjellqwist et al., 1995] и ИКЕС [2009] определены только 2 зн чения коэффициент рожд емости (или беременности н последней ст дии) (т бл. 2).

Одн ко и эти д нные, особенно исследов ния грел ндского тюленя ньюф ундленской популяции по д нным второв [Sjare, Stenson, 2010] пок зыв ют большую изменчивость коэффициент беременности с мок. Для ньюф ундленской популяции отмеч ется общий тренд снижения коэффициент беременности с мок в позднем сроке беременности для ряд н блюдений с 1954–2004 гг. (рис. 2).

Учитыв я исторические зн чения коэффициентов беременности  $F_i$  тюленей беломорской популяции (см. т бл. 2) и дин мику  $F_i$  тюленей



**Рис. 1.** Кривые созрев ния грел ндского тюленя беломорской популяции з 1962–2006 гг.  
1 — 1962–1964 гг.; 2 — 1965–1972 гг.; 3 — 1976–1985 гг.; 4 — 1988 г.; 5 — 1990–1993 гг.; 6 — 2006 г.;  
7 —  $\rho = 0,5$

**Т блиц 2.** Доля половозрелых с мок ( $\rho$ ) в возрастных 4–13 лет в различные исторические периоды:  $\rho_1 = 1962–1964$  гг.;  $\rho_2 = 1965–1972$  гг.;  $\rho_3 = 1976–1985$  гг.;  $\rho_4 = 1988$  г.;  $\rho_5 = 1990–1993$  гг.;  $\rho_6 = 2006$  г.

| Возраст  | 2 | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   | 13   | 14   | 15   |
|----------|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| $\rho_1$ | 0 | 0,03 | 0,18 | 0,63 | 0,93 | 0,98 | 0,99 | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  |
| $\rho_2$ | 0 | 0,01 | 0,06 | 0,37 | 0,85 | 0,98 | 0,99 | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  | 1,0  |
| $\rho_3$ | 0 | 0    | 0,01 | 0,10 | 0,60 | 0,95 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 1,0  | 1,0  | 1,0  |
| $\rho_4$ | 0 | 0,01 | 0,04 | 0,09 | 0,21 | 0,43 | 0,67 | 0,84 | 0,94 | 0,98 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 |
| $\rho_5$ | 0 | 0    | 0,07 | 0,13 | 0,24 | 0,40 | 0,58 | 0,74 | 0,86 | 0,93 | 0,99 | 0,96 | 1,0  | 1,0  |
| $\rho_6$ | 0 | 0    | 0,02 | 0,07 | 0,25 | 0,58 | 0,86 | 0,96 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,96 | 1,0  | 1,0  |

**Т блиц 3.** Оценка доли рождающих с мок беломорской популяции гренландского тюленя по двум периодам

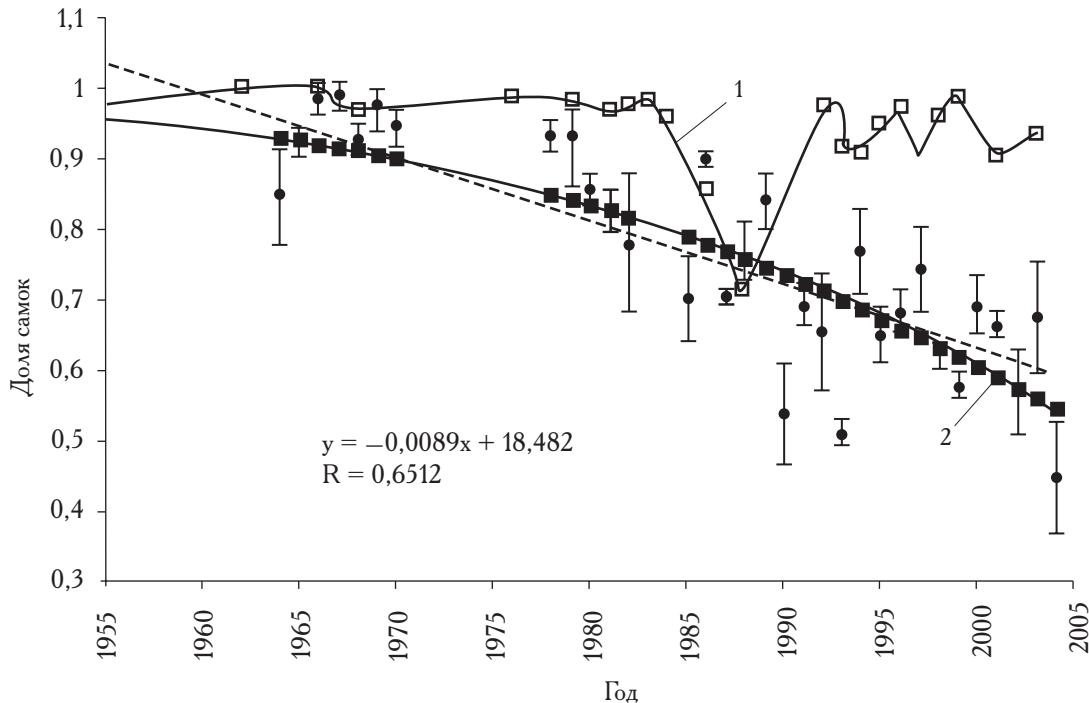
| Год     | Коэффициент $F$ |
|---------|-----------------|
| 1990–93 | 0,84            |
| 2006    | 0,68            |

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

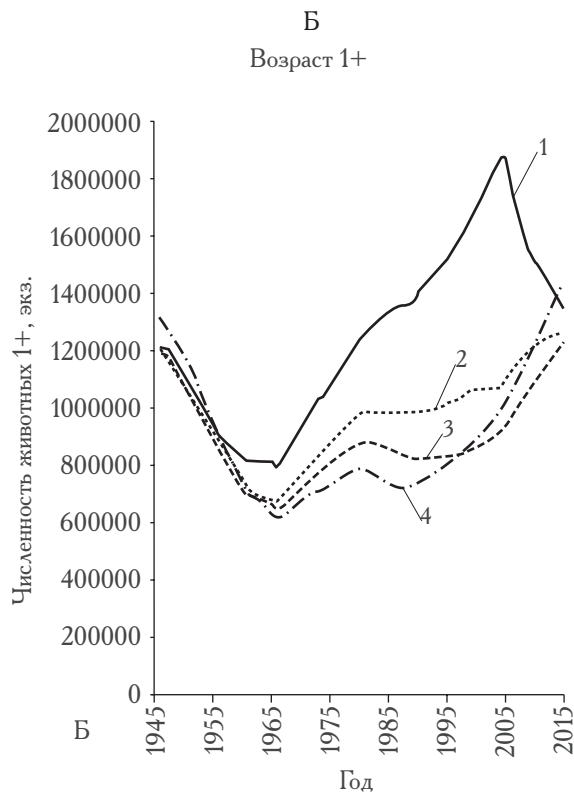
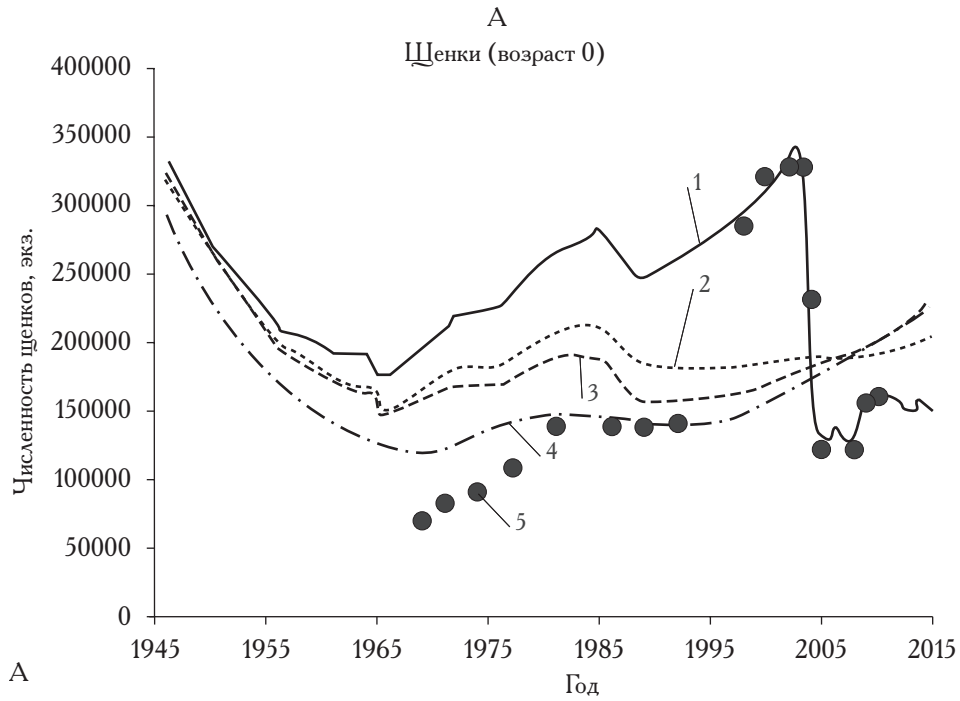
нюфундленской популяции (см. рис. 2), для расчёта коэффициента  $F_t$  в периоды с отсутствующими данными по беременности, мы ис-

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Оценку численности беломорской популяции гренландского тюленя выполнен по четырём сценариям: по оригинальной модели,



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



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

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

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

Для настройки параметров модели использовались данные ви съёмки за 1998–2010 гг. (см. табл. 1). Оригинальная модель (с постоянными оживой созревания и коэффициентом рождаемости), и модифицированные модели с интерполированными значениями параметров репродуктивности по неблюдымым историческим значениям не смогли хорошо описать снижение производства щенков, неблюдымые во время съёмок в 2000–2006 гг. (Снижение производства щенков имело место предположительно из-за отсутствия достаточного количества неблюдыдных биологических данных, особенно за 2001–2005 гг.).

В ринтх модели, в котором подбирались коэффициенты рождаемости (этот вариант хорошо описывает динамику производства щенков по ви съёмкам) не имеет достаточной надёж-

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

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

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

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

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

#### ЛИТЕРАТУРА

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

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

V. A. Korzhev

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

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

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



УДК 639.2.053.7+573.22.087.1.001.57

### Приложение модели открытой эксплуатируемой популяции к оценке локальных запасов

*А. А. Михеев*

Самарский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (СамНИРО,  
г. Южно-Самарск)

e-mail: alex\_mikheyev@sakhniro.ru

Показано, что регрессионные методы не позволяют оценить открытый локальный запас, как в случае классических моделей Лесли и Де Лури. Для решения указанной проблемы предложен метод на основе фильтра Калмана. Также дано описание ряда методических недостатков модели Де Лури, делающих её менее предпочтительной в сравнении с моделью Лесли.

В данной работе представлено обобщённое моделью Лесли с фильтром Калмана (ОМЛФК), предназначенное для реконструкции динамики запаса в период промысла по временным рядам уловов и оговоренных участков при наличии миграционных потоков и неучтённого вылова.

**Ключевые слова:** запасы, промысел, метод полигонов, обобщённая модель Лесли, фильтр Калмана.

#### ВВЕДЕНИЕ

Разработка моделей истощения для оценки локальных запасов гидробионтов достаточно актуальна. Особенно это касается моделей истощения для открытых неизолированных запасов [Михеев и др., 2012]. В данной связи были разработаны две типичные математические модели: для пространственно неоднородной и пространственно однородной неизолированной популяции [Михеев, в ст. сб.]. Первая из указанных моделей даёт возможность проведения имитационных вычислительных экспериментов с целью исследования пространственных эффектов в поведении эксплуатируемого запаса. Однако в качестве диагностической она может быть применима лишь при условии наличия информации о пространственном распределении уловов и промысловых усилий. В противном случае требуется использовать пространственно однородную вер-

сию. К сожалению, пока что действительное положение дел по рассмотренному вопросу складывается в пользу последнего варианта.

При конструировании модели для пространственно однородной открытой популяции приходится столкнуться с двумя проблемами [Михеев и др., 2012]. Первая проблема заключается в некоторой неадекватности формулировки Де Лури, делающей её менее предпочтительной по сравнению с формулировкой Лесли. Вторая проблема состоит в том, что регрессионные методы, используемые в классических моделях истощения, не позволяют оценить открытый локальный запас. Решением этих проблем являются отклонения от модели в форме Де Лури и привлечение фильтра Калмана соответственно [Михеев и др. 2012].

Фильтр Калмана (ФК) предназначен для восстановления, сглаживания и прогнозиро-

в ния многомерных временных рядов  $x_p$  характеристик некоторой динамической системы, скрытых от прямого наблюдения, по временным рядам  $y_t$  наблюдаемых характеристик [Kalman, 1960; Kalman, Вусу, 1961]. При этом ФК позволяет оценить квадратичную погрешность измерений, так и интенсивность шумов в системных процессах. ФК широко применяется в рыбохозяйственных исследованиях [Schnute, 1991, 1994; Sullivan, 1992; Pella, 1993; Kimura et al., 1996; Reed, Simons, 1996; Peterman et al., 2003; Gudmundsson, 2004; Gudmundsson, Gunnlaugsson, 2012; Михеев, 2004, 2006; Михеев и др. 2012].

В данной работе представлено обобщённая модель Лесли с фильтром Калмана (ОМЛ ФК). Данная модель служит для оценки динамики лососевых запасов в период промысла на основе временных рядов уловов при наличии миграционных потоков и неучтённого вылова. Для рассматриваемой модели разработан компьютерная программа, существенно облегчающая её применение к оценке запасов [Михеев, Михеев, 2007]. В течение ряда лет ОМЛ ФК применяется как основной метод полигонов при подготовке прогнозов для многих промысловых видов рыб и беспозвоночных в Сахалинско-Курильском регионе.

Основное внимание в этом исследовании было уделено математическим свойствам оценок ФК. При этом одной из главных решаемых задач являлся анализ теоремы Калмана применительно к рассматриваемой модели, по некоторым причинам он был опущен в предыдущей публикации на ту же тему [Михеев и др., 2012].

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В качестве материала для исследования был использован ОМЛ ФК. В данной статье рассматриваются только лососевые запасы, т.е. так называемые запасы, которые пополняются и обильно вылавливаются в пределах ограниченного участка — полигона.

Методика исследования построена на анализе свойств оценок фильтра Калмана применительно к рассматриваемой модели. Для полноты изложения покажем связь ОМЛ ФК с классическим прототипом модели для замкнутой популяции [Зосов, 1976] с одной стороны и с логистической моделью для

открытой пространственно однородной популяцией [Михеев, в ст. сб.] с другой. В приложении дано доказательство теоремы Калмана относительно эффективности оценок фильтра для ОМЛ ФК и покажем вывод основных уравнений фильтра.

Методические аспекты анализ свойств фильтра как для моделей пространств состояний в самом общем виде, так и примеры приложений ФК к ростообразным данным подробно изложены в литературе [Балкришнан, 1988; Harvey, 1989; Welch, Bishop, 2001]. Основу применяемого в теории ФК математического аппарата составляют матричные вычисления [Современная математика..., 1959] и анализ многомерных стохастических временных рядов [Справочник..., 1990].

**РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ.** В оригинальной модели Лесли предполагалось, что изменение запаса происходит только под влиянием промысла, что выражается следующим балансовым уравнением [Leslie, Davis, 1939]<sup>1</sup>:

$$N_{t+1} = N_t - C_t + \varepsilon_t; t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

где  $N_t$  — лососевый запас в пределах полигона в момент времени  $t$ , величина непосредственно не наблюдается;  $C_t$  — известный улов на тот же момент времени;  $\varepsilon_t$  — динамический шум; случайная величина, нормально распределённая с нулевым средним и неизвестной дисперсией  $\sigma_N^2$ ;  $T$  — продолжительность промысла.

Если принять известный улов на единицу промыслового усилия  $y_t$  за индекс запаса, то уравнение наблюдения для модели Лесли можно записать следующим образом:

$$y_t = qN_t, \quad (2)$$

где  $q$  — доля запаса, изымаемая единицей промыслового усилия, известная коэффициент влияния; по сути, это величина, масштабирующая шкалу измерений. Уравнение (2) предполагает, что измерение производится точно, без погрешностей.

Отсюда следует уравнение регрессии для оценки параметров модели Лесли:

$$y_t = y_1 - qK_t + \omega_t, \quad (3)$$

<sup>1</sup> Все приведённые в данном разделе уравнения верны для запаса, представленного как величина численности, так и в биомассе.

где  $y_1 = qN_1$  — индекс начального запаса, являющийся константой модели;  $N_1$  — запас начального лов;  $K_t$  — накопленный к моменту времени  $t$  вылов;  $\omega_t$  — случайная величина, нормально распределённая с нулевым средним и некоторой неизвестной дисперсией  $q^2\sigma_N^2$ .

Рассмотрим и другую классическую модель истощения — модель Де Лури [De Lury, 1947]. Нзвестная модель имеет нелинейное биологическое уравнение [Михеев, в сб.]. Первоначально для оценки его параметров был предложен алгоритм, использующий линеаризацию лог-рифмированием с последующим применением метода наименьших квадратов (МНК) [Braaten, 1969]:

$$\ln y_t = \ln y_1 - qF_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где  $F_t$  — известное накопленное количество промысловых усилий; остальные обозначения прежние.

При линеаризации индекс начального запаса  $y_1$ , являющийся константой модели, считается пропорциональным с данными  $y_t$ . Как следствие, его оценка получается примерно такой же, что и в модели Лесли, где никаких преобразований не требуется (ср. уравнения (3) и (4)). Вместе с тем, величины  $q$  и  $F_t$  в уравнении (4) не лог-рифмируются. В результате поле точек в координатах  $(y_t, F_t)$  сплющивается и наклон регрессии для модели Де Лури уменьшается, что означает уменьшение коэффициента  $q$ . Отсюда вытекает, что оценка  $N_1$ , получаемая делением  $y_1$  на  $q$ , в модели Де Лури получается систематически выше, чем в модели Лесли. Таким образом, верной можно признаться в общем случае только одну из двух рассмотренных моделей. Следует сказать, что применяемый в модели ОМЛФК оптимизационный алгоритм обходится без каких-либо преобразований данных, и обусловлены эти преобразованиями систематическими ошибками не возникнет [Михеев, Михеев, 2007].

Вместе с тем у модели Де Лури есть существенный недостаток, который делает её применение нецелесообразным. Он состоит в том, что фактором истощения запаса в указанной модели является накопленное промысловое усилие. Несмотря на затраченные усилия — особенно при промысле пассивными орудиями лов (как, например, ловушки) — не обя-

зательно сопровождаются реальным уловом. С другой стороны, модель Лесли более реалистично описывает процесс истощения запаса — за счёт прямого изъятия (см. формулу (1)). В этой связи последняя модель видится более дешёвой и более предпочтительной для использования.

Недостатки моделей истощения замкнутых популяций в случае их применения к популяциям открытым достаточно очевидны. При сочетании разнонаправленных миграций через границу рыболовных усилий могут возникать в широких пределах, порождая рваное поле точек, при наличии substantialной иммиграции они могут устойчиво возростать. Как следствие, оценка  $q$ , определяемая по наклону тренда, будет либо близкой к нулю с очень большой ошибкой, либо отрицательной соответственно. В зависимости от этого запаса определяется или как завышенный с большой ошибкой, или не определяется в принципе. Однако даже при выраженной тенденции улова усилие к падению в процессе ловов оценка  $q$  не может вызывать сомнения, если достоверно неизвестно, что запас изолированный. Так при наличии эмиграции или неучтённого вылова коэффициент улова ёмкости будет завышаться, в случае иммиграции — наоборот, занижаться. Как следствие, оценка запаса будет смещена в ту или иную сторону. Результатирующий эффект от совместного влияния эмиграции, иммиграции и неучтённого вылова динамику уловов в рамках моделей истощения замкнутых популяций вообще невозможно угадать.

Естественным обобщением модели Лесли на случай открытой популяции могло бы стать допущение в уравнение (1) ещё одного слагаемого:

$$N_{t+1} = N_t - C_t + m_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где  $m_t$  — чистый запас, обусловленный влиянием всех неучтённых факторов, включая миграцию и нелегальный вылов. Положительные значения величины  $m_t$  указывают на преобладание иммиграции, т.к. увеличивают запас, тогда как отрицательные соответствуют превалированию эмиграции и неучтённого вылова, который можно рассмотреть как своего рода дополнительную эмиграцию.

Уравнение связи для обобщённой модели Лесли, в логичном уравнении (3) для классической модели, будет иметь вид уже не простой, множественной регрессии:

$$y_t = y_1 - qK_t + qM_t + \omega_t, \quad (6)$$

где  $M_t$  — результирующее неучтённое изменение запасов, накопленное к моменту времени  $t$ . Отметим, что данное уравнение может быть выведено из классической модели истощения для пространственно неоднородной неизолированной популяции. При этом  $M_t = m_0 t$  [Михеев, не ст. сб.].

Следует отметить, что практическое использование уравнения множественной регрессии (6) для оценки запасов проблематично, по крайней мере, по двум причинам. Во-первых, поскольку накопленный вылов — как учитываемый, так и неучтённый — со временем не убывает, то при постоянном прирвращении миграционного потока величины  $K_t$  и  $M_t$  будут взаимно коррелированы. В этом случае возникает эффект мультиколлинеарности [Демиденко, 1981]. Графически сказанное иллюстрирует рис. 1.

Эффект мультиколлинеарности в рассматриваемом случае состоит в том, что если

в плоскости  $(K_t, M_t)$  точки данных лежат близко к прямой линии, т.е. между  $K_t$  и  $M_t$  есть корреляция, то плоскость регрессии ведёт себя как кочка (см. рис. 1). Любой угол (выброс, номинальный набор точек данных) способен изменить её наклон. В результате оценки регрессионных коэффициентов становятся неустойчивыми.

Во-вторых, оценка параметра  $q$  становится неоднозначной, поскольку наклон плоскости регрессии по осям практически никогда не будет одинаковым (см. уравнение (6) и рис. 1). Если же вынести из уравнения (6) параметр  $q$  в скобки в уравнении (6), то тогда невозможно будет разделить вклады вылова и неучтённых факторов в наблюдаемое изменение запасов.

Решить обозначенную выше проблему можно, добавив к уравнению (5) ещё одно — для скрытых от наблюдения процессов  $z_t$  — связанных с неучтёнными факторами:

$$m_{t+1} = am_t + \delta_t, \quad (7)$$

где  $a$  — коэффициент переходного марковского процесса для переменной  $m_t$ ;  $\delta_t$  — шум в динамике неучтённого обилия; случайные величины  $z_t$  нормально распределены с нулевым средним и некоторой неизвестной дисперсией  $\sigma_m^2$ .

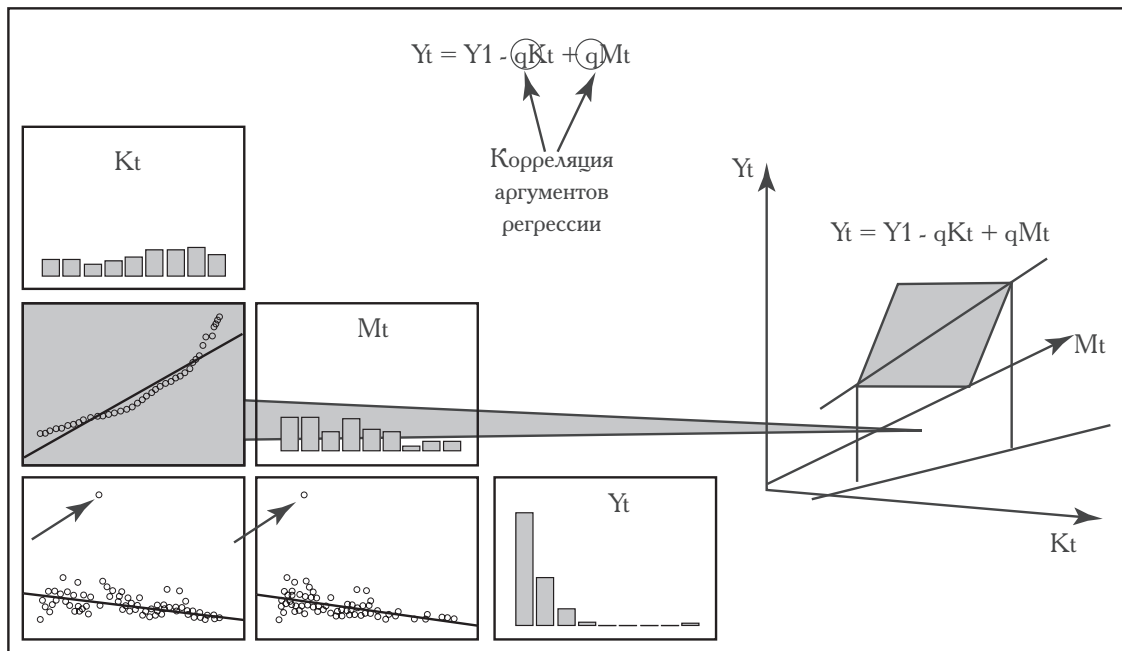


Рис. 1. Корреляционная диагностика регрессии (5) для данных промысловой популяции краба (*Lithodes aequispina*) о. Шикотан (Южные Курилы) в период 27.09–08.12.2004 (278 наблюдений); стрелки указывают на углы (пооянения в тексте)

Другим обобщением модели Лесли может быть учёт ошибок, присутствующих в измерениях индекс  $z$  п с  $y_t$ . Уравнение (2) в данном случае приобретает вид:

$$y_t = qN_t + w_t, \quad (8)$$

где  $w_t$  — погрешность измерений; случайные величины  $w_t$ , нормально распределённые с нулевым средним и некоторой неизвестной дисперсией  $\sigma_y^2$ .

Уравнения (5) и (7) могут быть сведены к двум матричным:

$$\mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{F}\mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t + \mathbf{Q}\mathbf{v}_t; \quad (9)$$

$$y_t = \mathbf{H}\mathbf{x}_t + R\eta_t; \quad (10)$$

$$\mathbf{x}_t = \begin{pmatrix} N_t \\ m_t \end{pmatrix}; \quad \mathbf{F} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & a \end{pmatrix}; \quad \mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} -C_t \\ 0 \end{pmatrix};$$

$$\mathbf{H} = \begin{pmatrix} q & 0 \end{pmatrix}; \quad \mathbf{Q} = \begin{pmatrix} \sigma_N^2 & 0 \\ 0 & \sigma_m^2 \end{pmatrix};$$

$$R = \sigma_y^2; \quad \mathbf{v}_t = \begin{pmatrix} \eta'_t \\ \eta_t \end{pmatrix},$$

где  $\mathbf{x}_t$  — переменная состояний;  $\mathbf{F}$  — переходная матрица процессов;  $\mathbf{u}_t$  — вектор управлений;  $\mathbf{H}$  — матрица измерений;  $\mathbf{Q}$  — матрица шумов процессов;  $R$  — погрешность измерений, скалярная величина, которую для общности можно рассмотреть как матрицу размерности  $1 \times 1$ ;  $\eta_t, \eta', \eta''$  — случайные величины, нормально распределённые с нулевым средним и единичной дисперсией.

Уравнения (9) и (10) представляют собой обобщённую модель Лесли в форме пространства состояний, являющейся традиционной при применении фильтра Калмана [Harvey, 1989; Welch, Bishop, 2001].

Как правило, ФК образует непрерывные и регулярные ряды данных, т.е. ряды, в которых к каждому моменту времени соответствует одно значение измеряемой величины. Одной из особенностей данных по уловам является их нерегулярность в узлах выше

смысле: промежутки времени между следующими друг за другом уловами не равны между собой. Например, скалярное относится к данным, собираемым при проведении мониторинга промысловых беспозвоночных. Это обусловлено тем, что при ловушечном промысле необходимо давать ловушкам время на установку и выборку порядков обычно ведётся с перерывом только на переход между ними. Кроме того, определённое время требуется на сдачу улова. В конце, в этот и तकрйне нерегулярный процесс вмешиваются случайные факторы, например, погода. С другой стороны данные об уловах принято заносить в журналы и электронные базы в виде непрерывного ряда по станциям. Для подобных данных перед использованием в ФК рекомендуется выполнить регуляризацию, то есть расположить моменты наблюдений на равномерной оси времени [Harvey, 1989].

При регуляризации с любой заданной дискретностью, в одни моменты времени ряды будут содержать пропуски, в другие — повторения наблюдений. Например, если шаг по времени составляет сутки, то в ряде данных возникнут многодневные периоды с отсутствием ловов, в некоторые сутки ловушечные порядки могут подниматься неоднократно. В результате для ОМЛ ФК компьютерной программе входной поток данных в математически регуляризуется с интервалом в одни сутки с помощью специального алгоритма вычисления весовых матриц  $\mathbf{W}$  и  $\mathbf{W}'$ . В этих матрицах число строк соответствует продолжительности промысла в сутках  $T$ , число столбцов равно количеству выполненных станций  $n$ . Элементы  $W_{t,i}$  и  $W'_{t,i}$ ,  $t = 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots, n$  узловые матрицы вычисляются по следующему принципу. Если в заданные сутки с номером  $t_1$  уловов не было, то все элементы  $W_{t_1,i}$  и  $W'_{t_1,i}$  в  $t_1$ -й строке равны нулю. Если же в заданные сутки уловов было несколько, например, в станциях с номерами  $i_1, i_2, \dots, i_k$ , то элементы  $W_{t_1,i_1}, W_{t_1,i_2}, \dots, W_{t_1,i_k}$  будут равны  $\frac{1}{k}$  каждый, элементы  $W'_{t_1,i_1}, W'_{t_1,i_2}, \dots, W'_{t_1,i_k}$  будут равны 1 каждый, все остальные элементы  $W_{t_1,i}$  и  $W'_{t_1,i}$  в  $t_1$ -й строке будут нулевыми. Если исходные данные из

<sup>2</sup> Жирные строчные буквы обозначают вектор-столбцы, жирные прописные — матрицы.

журнал или электронной базы по уловам и ловушку предсказать ряд  $y_t$ , по суммарным уловам и статистике ряд  $C_t$ , соответствующие регуляризованные временные ряды будут вычисляться по формулам, следующим далее:

$$y_t = \sum_{i=1}^n W_{it}' y_i'$$

$$C_t = \sum_{i=1}^n W_{it}' C_i'$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

или в матричной форме:

$$y = Wy, \quad C = WC.$$

В результате регуляризации временные ряды уловов и ловушки и их порядок будут содержать нулевые значения в те сутки, когда порядки не выбирались, в те сутки, когда

было взято несколько порядков, они будут равны среднему арифметическому и сумме значений исходных рядов соответственно.

Алгоритм ФК носит рекурсивный характер и может быть представлен схематически так, как показано на рис. 2.

На вход фильтр (тёмные широкие стрелки) подются априорные (в последующем оптимизируемые) значения константных матриц  $F, H, Q$  и  $R$ , вектор управлений  $u_t$  с известными компонентами, также начальные данные для переменной состояния  $x_0$  и матрицы ковариации ошибки оценивания  $P_0$  (см. рис. 2). По входным данным в блоке «предиктор» делается прогноз переменной состояния и соответствующей матрицы ковариации, помеченных знаком «+». На каждом шаге рекурсии  $t$  на вход фильтр поступает новое наблюдение  $y_t$ . Затем в блоке «корректор» определяются текущие оценки переменной состояния и матрицы ковариации к обновлению предсказанных величин по вновь поступившему измерению.

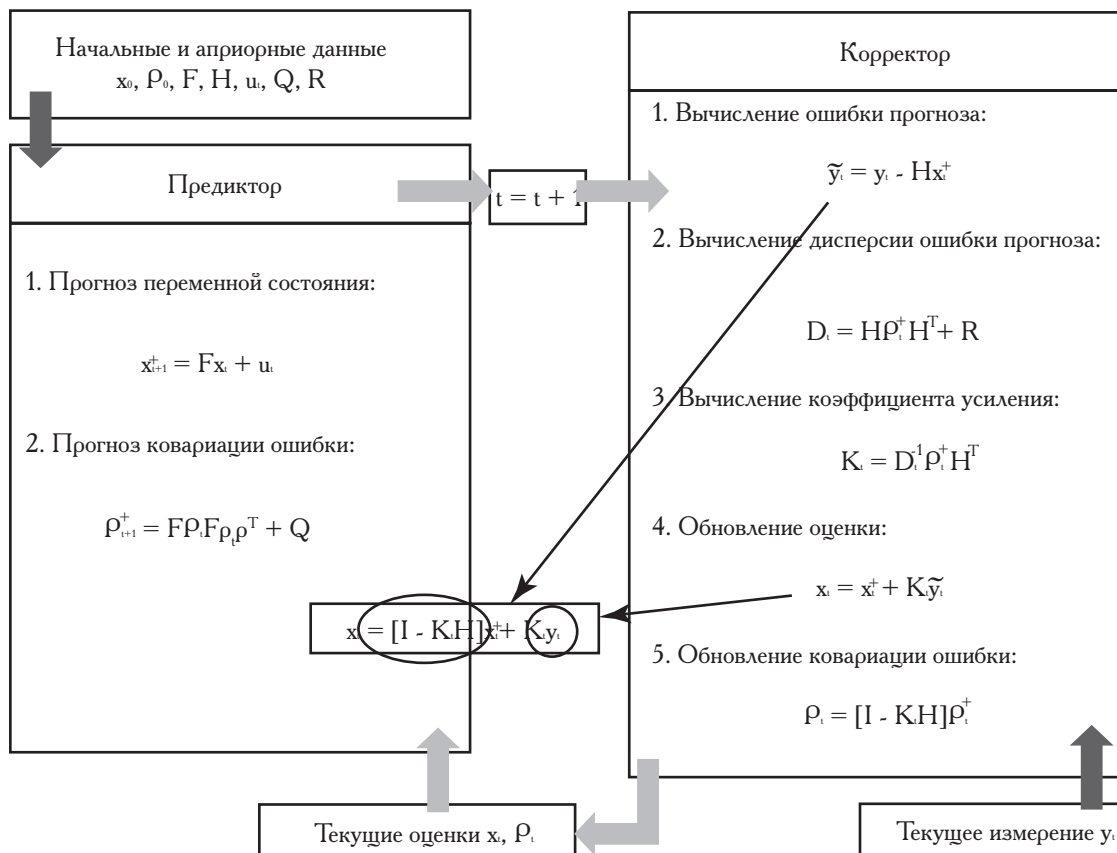


Рис. 2. Алгоритм типа «предиктор-корректор» для дискретного линейного ФК; по [Welch, Bishop, 2001] с небольшими изменениями (пояснения в тексте)

Скорректированные оценки возвращаются в блок «предиктор», и по ним строится прогноз следующий шаг рекурсивного процесса (светлые широкие стрелки).

Из уравнений фильтра следует (тёмные узкие стрелки), что скорректированная оценка является линейной комбинацией прогноза и наблюдения, с коэффициентом усиления в качестве статистического веса (см. рис. 2). Легко заметить, что уменьшение коэффициента усиления влечёт за собой приближение обновленной оценки к прогнозируемому значению, увеличение данного коэффициента приведёт к большему весу фактическим измерениям. Иначе говоря, скорректированные оценки индекса всегда расположены между прогнозом и фактом, их положение на узком отрезке полностью определено требованием статистической эффективности. При этом чем ближе оценка к факту, тем, очевидно, меньше погрешность измерений по сравнению с шумом процессов. Способность ФК не ходить в общей неопределённости оценки вклад каждого из источников — системных процессов и измерений — позволяет эффективно в узком смысле фильтровать «полезный» сигнал из входной информации.

Отметим, что в случае гауссовских шумов линейная оценка ФК является оптимальной в среднеквадратичном среди всех возможных оценок, в негуссовском случае ФК даёт линейную эффективную оценку [Спорович..., 1990]. Требование статистической эффективности заключается в несмещённости и состоятельности оценки. По определению несмещённая оценка с ростом выборки стремится к своему математическому ожиданию, у состоятельной оценки дисперсия минимальна. Вывод коэффициента усиления  $K$  и  $K_i$ , удовлетворяющего требованиям эффективности, составляет суть теоремы Калмана [Kalman, 1960]. Её доказательство применительно к ОМЛ ФК изложено далее (см. Приложение).

Важнейшим элементом робота ФК является подгонка результатов моделирования фактическим данным с помощью вращивания параметров, которые можно представить в виде компонент следующего вектора:

$$\theta = (a, q, \sigma_N, \sigma_m, \sigma_y, N_0, m_0)^T, \quad (11)$$

где  $T$  — количество испытаний.

О согласованности между моделью и данными  $y = (y_1, y_2, \dots, y_T)^T$  можно судить по «концентрированному» лог-рифмическому правдоподобию [Harvey, 1989; Peterman et al., 2003], пропорциональному вероятности совместной реализации всех имеющихся наблюдений при фиксированных параметрах  $\theta$ :

$$\begin{aligned} L(\theta | y) &= \\ &= \ln \left\{ \left[ \prod_{t=1}^T D_t(\theta) \right]^{-\frac{1}{2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\tilde{y}_t^2(\theta)}{D_t(\theta)} \right] \right\} = \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left\{ \ln [D_t(\theta)] + \frac{\tilde{y}_t^2(\theta)}{D_t(\theta)} \right\}, \end{aligned}$$

где величины  $\tilde{y}_t(\theta)$  и  $D_t(\theta)$  определены на рис. 2.

Искомые оценки параметров соответствуют максимальной вероятности всего ряда наблюдений и являются решением оптимизационной задачи, известной как метод максимума правдоподобия [Демиденко, 1981]:

$$L(\theta^* | y) = \max_{\theta} L(\theta | y).$$

Для решения поставленной задачи оптимальнее использовать другую целевую функцию, дающую тот же результат:

$$l(\theta | y) = -2L(\theta | y).$$

В этом случае исходная оптимизационная задача будет эквивалентна следующей:

$$l(\theta^* | y) = \min_{\theta} l(\theta | y). \quad (11)$$

Таким образом, применение ФК включает в себя нахождение оптимальной в смысле функционала  $L(\theta | y)$  оценки параметров  $\theta$ , фильтрацию входного сигнала, состоящего из измерений  $y_t$ , и построение рядов системных переменных  $N_t$  и  $m_t$  согласно алгоритму, показанному на рис. 2.

Поскольку состояния системы в ОМЛ ФК не наблюдаемы, структуру оценки для данной модели оптимальнее рассмотреть относительно измерений. В этом случае формула для скорректированной оценки  $\hat{y}_t$  имеет вид (см. Приложение):

$$\hat{y}_t = w_t y_t^+ + (1 - w_t) y_t, \quad (13)$$

где  $y_t^+$  — прогноз индекс з п с ;  $y_t$  — ф к-тический улов н усилие;  $w_t$  — ст тистический вес. Последний может быть выр жен через от-ношение (см. Приложение):

$$w_t = \frac{\sigma_y^2}{D_t}. \quad (14)$$

В формуле (13)  $D_t$  — это дисперсия обнов-ляющего процесс (см. рис. 2). Для модели ОМЛ ФК ук з нн я величин может быть предст влен выр жением (см. Приложение):

$$D_t = q^2 \left( \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt-1} + \sigma_N^2 \right) + \sigma_y^2, \quad (15)$$

где  $\rho_{i,kt}$  — элементы м трицы ков ри ции ошибки  $\mathbf{P}_t$ ,  $i, k = 1, 2, t = 1, 2, \dots, T$  (см. рис. 2). Из формул (13) — (15) видно, что п р метры  $\sigma_N, \sigma_y$  определяют влияние прогноз (модели) и измерения (ф кт ) н скорректиров нную оценку з п с .

Из приведённых выше формул видно, что стремление  $D_t$  к конст нте обеспечив ет постоянство весов  $w_t$  и, к к следствие, ст бильность оценок фильтр . Отсюд вытек ет, что для устойчивого фильтр дост точно, чтобы эле-менты суммы, стоящей в скобк х формулы (15), т кже стремились к постоянному зн чению.

Согл сно формул м (14) и (15) вес удов-летворяют условию:  $0 < w_t < 1$ . Т ким обр -зом, скорректиров нн я оценк индекс з п с всегда з ключен в интерв ле между прогнозом и ф ктом, её положение н этом интерв ле полностью определено величиной  $w_t$ . Ук з нн я величин прямо з висит от коэффициент уси-ления К л м н (см. Приложение). Легко з метить, что если  $\sigma_y$  н много меньше  $D_t$ , то и  $w_t$  — м л я величин , и тогд скорректиров нн я оценк стремится к ф ктическим д нным. В противном случ е, если зн чение  $\sigma_y$  близко к  $D_t$ , то вес  $w_t$  приближ ется к единице, скор-ректиров нн я оценк индекс з п с — к его прогнозу. Необходимым условием для этого является м л я величин отношения  $q\sigma_N/\sigma_y$  (см. формулу (15)). Т ким обр зом, р ссм три-в я структуру оценки доступного для измерения индекс з п с , не скрытого от н блюдетя з п с , можно получить много полезной инфор-

м ции о совместном влиянии модели и д нных н эту оценку. В ч стности, предложенн я выше интерпрет ция коэффициент усиления и весов р ссм трив емой оценки допуск ет вывод, к -с ющийся декв тности модели.

В з вершение предст вим некоторые ре-зульт ты пр ктического приложения модели ОМЛ ФК к оценке з п сов. Примером по-служит её применение к дв дц ти пяти лок ль-ным з п с м беспозвоночных С х лино-Ку-рильского регион [Михеев и др., 2012]. Н рис. 3 предст влены ди гр ммы, н которых ср внив ются оценки ук з нных з п сов, по-лученные с применением ОМЛ ФК и кл сси-ческой модели Лесли.

Отсутствие столбиков для полигонов № 2.1, 2.2 (синий кр б, Восточный С х лин), 5 (р вношипый кр б, о. Ушишир), 18, 20, 21 (четырёхугольный волос тый кр б, З п д-ный С х лин, Южные Курилы) ук зыв ет н то, что в улов х не было выр женного тренд к истощению и при использов нии кл ссиче-ской модели к кие-либо оценки получить было невозможно (см. рис. 3).

Относительно небольшие р зличия между моделями н блюд лись н десяти полигон х из девяти дц ти, для которых кл ссическ я мо-дель вообще д в л кую-то оценку. Отметим еще дв момент относительно предст вленных ди гр мм. Во-первых, по всем полигон м дове-рительные интерв лы оценок з п с в кл ссиче-ской модели Лесли зн чительно шире, чем у ОМЛ ФК. Это обусловлено тем, что суще-ственн я ч сть неопределённости в ук з нных оценк х приходится н ошибки измерения, ко-торые в обобщенной модели приним ются во вним ние, в кл ссической — нет. Во-вто-рых, в ряде случ ев оценки з метно смещены (см. рис. 3). Ук з нное р схождение связ -но с тем, что кл ссическ я модель не во всех случ ях может достоверно определить н клон тренд в дин мике уловов или ту его ч сть, котор я связ н с коэффициентом ул влив е-мости. Т к я ситу ция возник ет, когд в ри -бельность з п с в ходе лов дост точно высо-к , тренд в улов х пониж ется незн чительно (н пример, полигон № 17, четырёхугольный волос тый кр б, з л. Анив ). Пример другой ситу ции: когд н н клон тренд ок зыв ет влияние неучитыв ем я мигр ция.



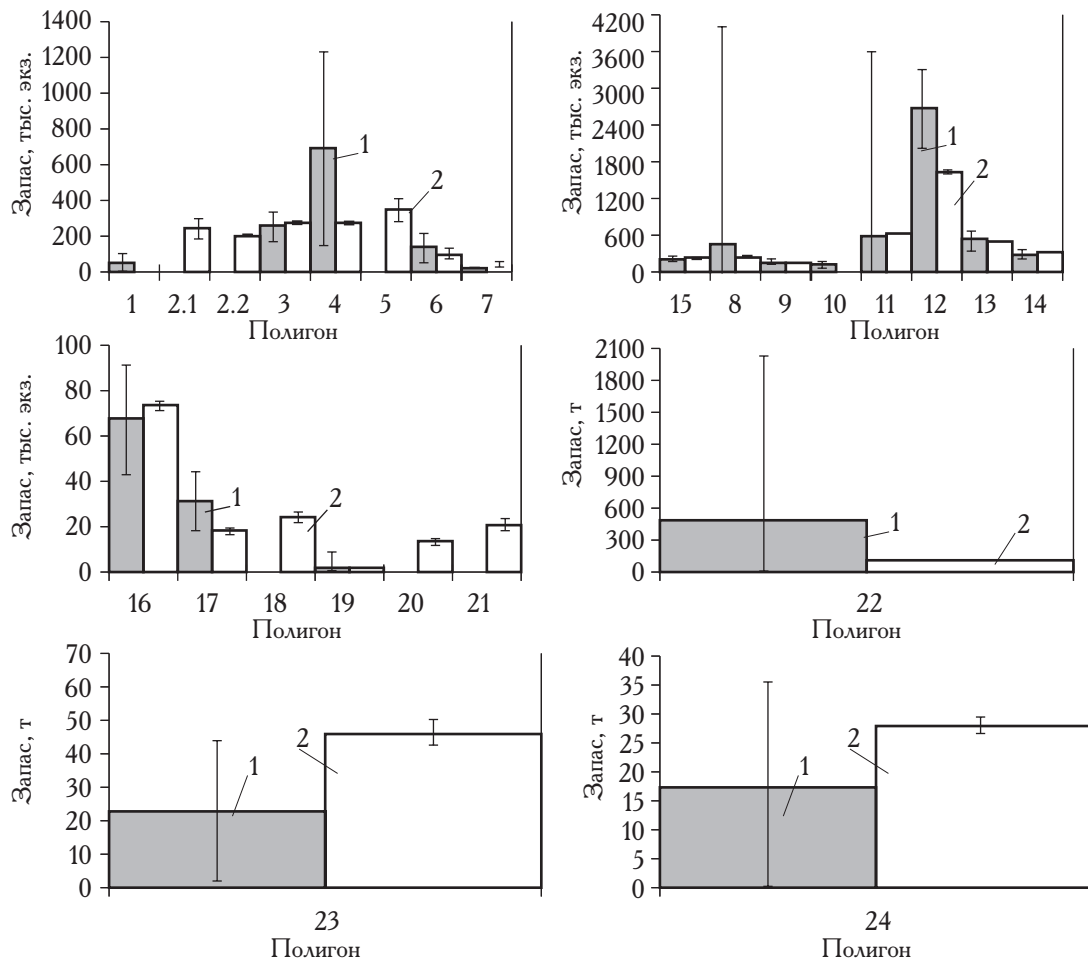


Рис. 3. Две группы оценок запасов с помощью классической модели Лесли и ОМЛ ФК, по [Михеев и др., 2012] (по оси абсцисс размещены номера полигонов; по вертикали — 95%-е доверительные интервалы оценок; пояснения в тексте)

Сделанный вывод подкрепляется и результатами сравнения для полигонов № 22 и 23 (гребенчатая креветка, Татарский пролив). Для полигона № 22 в классической модели не были учтены многочисленные иммигранты, что привело к снижению коэффициента влияния емкости более чем в два раза. Для полигона № 23 классическая модель, наоборот, завысила ресурсный коэффициент на порядок. Виной тому стала «пилообразная» динамика запасов, формирующаяся в процессе локальных рывков при вливающих миграциях. В целом, поля точек в классической модели для обоих ресурсных полигонов были настолько размыты, что оценки наклона линии регрессии, следовательно, коэффициенты влияния оказались лишь недостоверными. Ошибки среднего для указанного коэффициента в этом случае составили  $4,18 \times 10^{-7}$  и  $9,83 \times 10^{-7}$  со-

ответственно по полигону, и были того же порядка, что и с теми же средними [Михеев и др., 2012, т. бл. 3.1]. Для полигона № 24 (трубка, Юго-восточный Схелин) при применении классической модели Лесли и членистый запас составил 17,5 т против 28,3 т, полученных с применением ОМЛ ФК [Михеев и др., 2012, т. бл. 3.1]. Поскольку миграции и неуловленный вылов для этого вида гидробионтов практически отсутствуют, то результаты классической и обобщенной моделей должны были бы совпасть. Однако из-за слабо выраженного тренда в уловных оценках коэффициент влияния емкости в классической модели был недостоверен:  $4,2 \times 10^{-5} \pm 1,52 \times 10^{-5}$ , что и обусловило смещение оценки запаса.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ.** В данной статье показаны практические результаты общей и литической модели истощения, описывающей дина-

мику промыслового изъятия из пространственно неоднородной неизолированной популяции. Главной целью работы — построение диагностической модели, позволяющей получить оценки запасов по данным о производительности промысла. Воплощением указанной работы стал ОМЛ ФК — модель для оценки динамики запасов в процессе лов с применением фильтра Калмана.

Полученные результаты показали, что приложение модели ОМЛ ФК к анализу временных рядов уловов и усилие позволяет корректно оценить локальные запасы гидробионтов, как в случае немигрирующих, так и активно мигрирующих популяций [Михеев и др., 2012, т. бл. 3.1]. Многие запасы с помощью названной модели были оценены впервые. Полученные в ОМЛ ФК оценки коэффициентов уловистости могут быть использованы при расчётах запасов в процессе подготовки сырьевых прогнозов.

В противоположность классической модели Лесли модель ОМЛ ФК способна выделить из общего баланса запасов результирующий вклад неучтённых факторов, таких, как миграционные потоки и нелегальное изъятие. ОМЛ ФК также вычлняет погрешность измерений из общей неопределённости, что способствует существенному сокращению доверительных интервалов оценок запасов по сравнению с классическим прототипом модели. Кроме того, названная модель даёт оценку не только численного запаса, как это делает классическая модель Лесли, но и позволяет рассмотреть его в динамике в процессе лова. Наконец, следует отметить возможность сравнить степень влияния модели и поступающих в неё данных на оценку запаса.

Актуальность метода полигонов очевидна в связи с потребностью в экспресс-методе оценки запасов [Глубоковский, 2013]. Такой метод может оказаться чрезвычайно полезным в условиях низкой численности эксплуатируемых популяций [Михеев и др., 2007]. Кроме того, концепция метода полигонов полностью соответствует принципу истощения запаса, поскольку промысел обычно берётся на наиболее плотных скоплениях и ведётся достаточно длительное время на относительно небольшой площади. Почти идеальным объек-

том для применения метода полигонов являются многие виды беспозвоночных, обладающих, как правило, выраженной пятнистой распределением. Многие из них создают локальные скопления и серьёзно небольших участках дна и практически не мигрируют.

Таким образом, ОМЛ ФК обладает рядом качеств, создающих основу для широкого применения метода полигонов и позволяющих решить одну из важных рыбохозяйственных задач, связанную с оценкой запаса.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Блакшин А. В. 1988. Теория фильтрации Калмана. М.: Мир. 168 с.
- Вентцель Е. С. 1969. Теория вероятностей. М.: Наука, гл. ред. физ.—мат. лит.-ры. 576 с.
- Глубоковский М. К. 2013. Экономические и перспективы рыбохозяйственной науки // Рыбное хозяйство. № 2. С. 13–15.
- Демиденко Е. Э. 1981. Линейная и нелинейная регрессия. М.: Финансы и статистика. 302 с.
- Засосов А. В. 1976. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищевая промышленность. 312 с.
- Михеев А. А. 2004. Применение фильтра Калмана к модели Рикера «запас — пополнение» // Сборник тезисов семинара «Математическое моделирование и информационные технологии в исследованиях биоресурсов Мирового океана». Владивосток: Изд-во ТИНРО-Центр. С. 29–32.
- Михеев А. А. 2006. Применение обобщённого фильтра Калмана к прогнозированию возврата горбуши // Изв. ТИНРО. Т. 145. С. 146–167.
- Михеев А. А., Михеев Ф. А. 2007. Новая версия компьютерной программы для обобщённой модели Лесли с фильтром Калмана // Сборник тезисов семинара «Математическое моделирование и информационные технологии в исследованиях биоресурсов Мирового океана». Владивосток: Изд-во ТИНРО-Центр. С. 17–18.
- Михеев А. А., Букин С. Д., Переев Е. Р., Крутченко А. А., Смирнов И. П. 2007. К проблеме учёта промысловых беспозвоночных в популяциях с низким уровнем численности // Сборник научных трудов «Морские промысловые беспозвоночные и водоросли: биология и промысел. К 70-летию со дня рождения Бориса Георгиевича Иванова». М.: Изд-во ВНИРО. Т. 147. С. 27–38.
- Михеев А. А., Букин С. Д., Переев Е. Р., Живоглазов Л. А., Крутченко А. А., Смирнов И. П. 2012. Оценка запасов беспозвоночных в Сахалино-Курильском районе на основе анализа временных

рядов уловов с применением фильтр Калмана // Изв. ТИНРО. Т. 168. С. 99–120.

Михеев А.А. 2014. Решение балансовых уравнений для модели промыслового истощения неизолированной популяции // Труды ВНИРО. Т. 151. С. ?–?.

Современные методы для инженеров. 1959 / Ред. Э.Ф. Беккенбах. М.: Изд-во иностр. лит-ры. 500 с.

Справочник по прикладной статистике. 1990 / Ред. Э. Ллойд, У. Ледерман. М.: Финансы и статистика. Т. 2. 527 с.

Braaten D. O. 1969. Robustness of DeLury Population Estimator // J. Fish. Res. Board Can. V. 26. P. 339–355.

DeLury D. 1947. On the Estimation of Biological Populations // Biometrics. V. 3. P. 145–167.

Gudmundsson G. 2004. Time Series Analysis of Abundance Indices of Young Fish // ICES J. Mar. Sci. V. 61. P. 176–183.

Gudmundsson G., Gunnlaugsson T. 2012. Selection and Estimation of Sequential Catch-at-Age Models // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 69. P. 1760–1772.

Harvey A. 1989. Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter // New York: Cambridge Univ. Press. 554 p.

Kalman R. E. 1960. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // J. Basic Eng. V. 82. P. 34–45.

Kalman R. E., Bucy R. S. 1961. New Results in Linear Filtering and Prediction Theory // J. Basic Eng. V. 83. P. 95–108.

Leslie P. H., Davis D. H. S. 1939. An Attempt to Determine the Absolute Number of Rats on a Given Area // J. Anim. Ecol. V. 8. P. 94–113.

Kimura D. K., Balsiger J. W., Ito D. H. 1996. Kalman Filtering the Delay-Difference Equation: Practical Approaches and Simulations // Fish. Bull. V. 94. P. 678–691.

Pella J. J. 1993. Utility of Structural Time Series Models and the Kalman Filter for Predicting Consequences of Fishery Actions // Proc. Int. Symp. on Management Strategies for Exploited Fish Populations / Eds. G. Kruse, D. M. Eggers, R. J. Marasco, C. Pautzke, T. J. Quinn II. Alaska Sea Grant College Program Report № AK-SG-93–02: University of Alaska Fairbanks, Alaska. P. 571–594.

Peterman R. M., Pypker B. J., MacGregor B. W. 2003. Use of the Kalman Filter to Reconstruct Historical Trends in Productivity of Bristol Bay Sockeye Salmon (*Oncorhynchus nerka*) // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 60. P. 809–824.

Reed W. J., Simons C. M. 1996. Analyzing Catch-Effort Data by Means of the Kalman Filter // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 53. P. 2157–2166.

Schnute J. T. 1991. The Importance of Noise in Fish Population Models // Fish. Res. V. 11. P. 197–223.

Schnute J. T. 1994. A General Framework for Developing Sequential Fisheries Models // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 51. P. 1676–1688.

Sullivan P. J. 1992. A Kalman Filter Approach to Catch-at-Length Analysis // Biometrics. V. 48. P. 237–257.

Welch G., Bishop G. 2001. An Introduction to the Kalman Filter. ACM, Inc. 47 p.

## ПРИЛОЖЕНИЕ

**1. Вывод формул для коэффициента усиления Калмана, дисперсии процесса обновления и статистических весов оценки фильтр применительно к модели ОМЛ ФК.** Первоначально докажем, что оценка индекса запаса для ОМЛ ФК является линейной комбинацией с коэффициентами, служащими статистическими весами, связанными, в свою очередь, с коэффициентом усиления Калмана. Иначе говоря, покажем, что из уравнений фильтр, показанных на рис. 2, следуют формулы (13) — (15). Используемые при этом матрицы приведены выше (см. обозначения к уравнениям (9) и (10)).

Предварительно построим ряд вспомогательных матриц:

$$\begin{aligned} \mathbf{F}\mathbf{P}_t &= \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho_{11t} & \rho_{12t} \\ \rho_{21t} & \rho_{22t} \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} \rho_{11t} + \rho_{21t} & \rho_{12t} + \rho_{22t} \\ a\rho_{21t} & a\rho_{22t} \end{pmatrix}; \\ \mathbf{F}\mathbf{P}_t\mathbf{F}^T &= \begin{pmatrix} \rho_{11t} + \rho_{21t} & \rho_{12t} + \rho_{22t} \\ a\rho_{21t} & a\rho_{22t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & a \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} & a(\rho_{12t} + \rho_{22t}) \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) & a^2\rho_{22t} \end{pmatrix}; \\ \mathbf{P}_{t+1}^+ &= \mathbf{F}\mathbf{P}_t\mathbf{F}^T + \mathbf{Q} = \\ &= \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} & a(\rho_{12t} + \rho_{22t}) \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) & a^2\rho_{22t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma_N^2 & 0 \\ 0 & \sigma_m^2 \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} + \sigma_N^2 & a(\rho_{12t} + \rho_{22t}) \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) & a^2\rho_{22t} + \sigma_m^2 \end{pmatrix}; \end{aligned}$$

$$\mathbf{P}_{t+1}^+ \mathbf{H}^T = \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} + \sigma_N^2 & a(\rho_{12t} + \rho_{22t}) \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) & a^2 \rho_{22t} + \sigma_m^2 \end{pmatrix} \times \\ \times \begin{pmatrix} q \\ 0 \end{pmatrix} = q \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} + \sigma_N^2 \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) \end{pmatrix};$$

$$\mathbf{H} \mathbf{P}_{t+1}^+ \mathbf{H}^T = \begin{pmatrix} q & 0 \end{pmatrix} q \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} + \sigma_N^2 \\ a(\rho_{21t} + \rho_{22t}) \end{pmatrix} = \\ = q^2 \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt} + \sigma_N^2 \end{pmatrix}.$$

Отсюда следует формула (15) для дисперсии обновляющего процесс :

$$D_t = \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + R = \\ = q^2 \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt-1} + \sigma_N^2 \end{pmatrix} + \sigma_y^2$$

и формула для коэффициент усиления  $K_{lm}$  :

$$\mathbf{K}_t = D_t^{-1} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T = \\ = \frac{q}{D_t} \begin{pmatrix} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt-1} + \sigma_N^2 \\ a(\rho_{21t-1} + \rho_{22t-1}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} K_{Nt} \\ K_{mt} \end{pmatrix},$$

где  $K_{Nt}$  и  $K_{mt}$  — элементы коэффициент  $K_{lm}$ , соответствующие системным переменным  $N_t$  и  $m_t$ . Для дальнейшего вывод требуется только первый из них:

$$K_{Nt} = \frac{q}{D_t} \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt-1} + \sigma_N^2 = \\ = \frac{D_t - \sigma_y^2}{q D_t} = \frac{1}{q} \left( 1 - \frac{\sigma_y^2}{D_t} \right). \quad (\text{П 1.1})$$

Если взять первую компоненту обновлённой оценки вектор состояний  $\mathbf{x}_t$  (см. рис. 2), то получим, что скорректированной оценкой  $\hat{y}_t$  связана с прогнозом и обновляющим процессом формулой:  $N_t = N_t^+ + K_{Nt} \tilde{y}_t$ . Учти-

тывая, что обновление есть, по сути, ошибок прогноз  $\tilde{y}_t = y_t - y_t^+$ , получим выражение для скорректированной оценки индекс  $\hat{y}_t$  :

$$\hat{y}_t = q N_t = q \left[ N_t^+ + K_{Nt} (y_t - y_t^+) \right] = \\ = y_t^+ - q K_{Nt} y_t^+ + q K_{Nt} y_t = \\ = (1 - q K_{Nt}) y_t^+ + q K_{Nt} y_t.$$

Теперь, используя формулу (П 1.1), можно ввести статистический вес, прямо зависящий от коэффициент усиления  $K_{lm}$  (см. формулу (14)):

$$w_t = (1 - q K_{Nt}) = \frac{\sigma_y^2}{D_t} = \\ = \frac{\sigma_y^2}{q^2 \left( \sum_{i,k=1,2} \rho_{i,kt-1} + \sigma_N^2 \right) + \sigma_y^2}, \quad 0 < w_t < 1.$$

Таким образом, скорректированной оценкой индекс  $\hat{y}_t$  удовлетворяет формуле (12):

$\hat{y}_t = w_t y_t^+ + (1 - w_t) y_t$ . Тем самым, закончен вывод формул (13) — (15).

**2. Докладательство теоремы  $K_{lm}$  применительно к модели ОМЛ ФК.** Пусть динамическая система в пространстве состояний предстает в виде уравнениями (9) и (10):

$$\mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{F} \mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t + \mathbf{Q} \mathbf{v}_t,$$

$$y_t = \mathbf{H} \mathbf{x}_t + R \eta_t,$$

где все обозначения приведены выше.

Пусть также  $\mathbf{E}\{\cdot\}$  — оператор математического ожидания,  $\tilde{\mathbf{x}}_t^+$  — ошибок прогноз  $\mathbf{x}_t^+$ , и для р-состояний динамической системы выполняются условия  $\mathbf{E}\{\tilde{\mathbf{x}}_t^+\} = \mathbf{0}$  и отсутствия серийной и кросс-корреляции шумов системы (8), (9):

$$\mathbf{E}\{\mathbf{v}_t \mathbf{v}_{t+\tau}^T\} = \mathbf{0}, \quad \mathbf{E}\{\eta_t \eta_{t+\tau}\} = 0,$$

$$\mathbf{E}\{\mathbf{v}_t \eta_t\} = 0, \quad \forall t \geq 0 \text{ и } \forall \tau > 0.$$

Тогда оценка  $\mathbf{x}_t$  вектор состояния  $p$  ссм - тривемой системы является линейной взвешенной комбинацией его прогноз  $\mathbf{x}_t^+$  и измерения  $y_t$  [Kalman, 1960; Kalman, Bucy, 1961; Бл кришн н, 1988; Harvey, 1989; Welch, Bishop, 2001]:

$$\mathbf{x}_t = [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}] \mathbf{x}_t^+ + \mathbf{K}_t y_t, \quad (\text{П } 2.1)$$

где  $\mathbf{K}_t$  — коэффициент усиления  $K$  лм н , определяемый выбором:

$$\mathbf{K}_t = D_t^{-1} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T, \quad (\text{П } 2.2)$$

и где  $D_t$  — дисперсия обновляющего процесс :

$$D_t = \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + R; \quad (\text{П } 2.3)$$

$\mathbf{P}_t^+$  — матрица ковариации ошибки прогноз :

$$\mathbf{P}_{t+1}^+ = \mathbf{F} [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}] \mathbf{P}_t^+ \mathbf{F}^T + \mathbf{Q}. \quad (\text{П } 2.4)$$

При этом матрица  $\mathbf{K}_t$ , играющая роль статистического веса, делает оценку вектор состояния эффективной, т.е.  $\mathbf{x}_t$ , определённая формулой (П 2.1), — это несмещённая оценка, матрица ковариации её ошибки  $\mathbf{P}_t$  минимальна для всех  $t > 0$ , где:

$$\mathbf{P}_t = [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}] \mathbf{P}_t^+. \quad (\text{П } 2.5)$$

Сначала продемонстрируем несмещённость оценки фильтр в виде уравнения (П 2.1).

Пусть  $\mathbf{x}_t^0$  — истинное состояние системы, ошибки прогноз и оценки этого состояния имеют вид  $\tilde{\mathbf{x}}_t^+ = \mathbf{x}_t^+ - \mathbf{x}_t^0$  и  $\tilde{\mathbf{x}}_t = \mathbf{x}_t - \mathbf{x}_t^0$  соответственно. Рассмотрим оценку фильтр в виде  $\mathbf{x}_t = \mathbf{x}_t^+ + \mathbf{K}_t \tilde{y}_t$ , эквивалентном уравнению (П 2.1) (см. рис. 2), где  $\tilde{y}_t = y_t - \mathbf{H} \mathbf{x}_t^+$  — ошибок измерения или обновляющий процесс. По определению

$$\mathbf{E}\{\tilde{y}_t\} = \mathbf{R} \mathbf{E}\{\eta_t\} = 0 \text{ и } \mathbf{E}\{\tilde{\mathbf{x}}_t^+\} = 0.$$

Отсюда и из свойств операторов  $\mathbf{E}\{\cdot\}$  [Вентцель, 1969] имеем, что

$$\mathbf{E}\{\tilde{\mathbf{x}}_t\} = \mathbf{E}\{\tilde{\mathbf{x}}_t^+\} + \mathbf{K}_t \mathbf{E}\{\tilde{y}_t\} = 0.$$

Это и является требуемым доказательством несмещённости [Спорович..., 1990].

Теперь докажем состоятельность оценки фильтр (П 2.1). Поскольку по определению шумов кросс-некоррелированы, матрица ковариации ошибок имеет диагональный вид с элементами, равными дисперсиям. Пусть  $\mathbf{D}\{\cdot\}$  — это оператор дисперсии. Тогда в новых обозначениях

$$\mathbf{P}_t = \text{diag} \mathbf{D}\{\mathbf{x}_t\} = \mathbf{E}\{\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t^T\},$$

$$\mathbf{P}_t^+ = \text{diag} \mathbf{D}\{\mathbf{x}_t^+\} \text{ и}$$

$$\mathbf{D}\{y_t\} = \mathbf{E}\{\tilde{y}_t \tilde{y}_t^T\} = R.$$

Из уравнения (П 2.1), используя свойства оператора  $\mathbf{D}\{\cdot\}$  [Вентцель, 1969], получим, что:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_t &= [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}] \mathbf{P}_t^+ [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}]^T + \mathbf{K}_t \mathbf{R} \mathbf{K}_t^T = \\ &= \mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - \mathbf{K}_t \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ - \\ &\quad - \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T + \mathbf{K}_t \mathbf{R} \mathbf{K}_t^T. \end{aligned}$$

Здесь и далее использованы следующие свойства транспозиции произведения матриц [Современная математика..., 1959]:

$\mathbf{A} \mathbf{B} = \mathbf{B}^T \mathbf{A}$ ,  $(\mathbf{A} \mathbf{B})^T = \mathbf{B}^T \mathbf{A}^T$ . Из них следует, что

$$\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T = \mathbf{P}_t^+ (\mathbf{H} \mathbf{K}_t)^T = \mathbf{H} \mathbf{K}_t \mathbf{P}_t^+ \text{ и}$$

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - 2 \mathbf{K}_t \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t \mathbf{R} \mathbf{K}_t^T.$$

Из условия экстремума  $\partial \mathbf{P}_t / \partial \mathbf{K}_t = 0$  следует, что

$$2 \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - 2 \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ + 2 \mathbf{R} \mathbf{K}_t^T = 0$$

или

$$[\mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + \mathbf{R}] \mathbf{K}_t^T = \mathbf{K}_t [\mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + \mathbf{R}] = \mathbf{H} \mathbf{P}_t^+$$

и окончательно

$$\mathbf{K}_t = \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T [\mathbf{H} \mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + \mathbf{R}]^{-1}.$$

Получим, что матрица ковариации ошибок как функция  $\mathbf{K}_t$  имеет единственный экстремум. Последний является минимумом, т.к.

$$\partial^2 \mathbf{P}_t / \partial \mathbf{K}_t^{T^2} = 2(\mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + R)$$

и матрица  $\mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + R$  положительно определена.

Поскольку дисперсия обновляющего процесса равна:

$$D_t = D\{\tilde{y}_t\} = D\{y_t\} + \mathbf{H} \text{diag} D\{\mathbf{x}_t^+\} \mathbf{H}^T = \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T + R$$

окончательно получим формулы (П 2.2) и (П 2.3). Таким образом, если верны две указанные формулы, то матрица ковариации ошибок минимальна для всех  $t > 0$ . Тем самым доказана состоятельность оценки (П 2.1).

Осталось вывести уравнения (П 2.4) и (П 2.5). Выше было показано, что верно равенство

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - 2\mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t R \mathbf{K}_t^T,$$

переходящее после перегруппировки слагаемых в равенство:

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{P}_t^+ - \mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + (\mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - \mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t R \mathbf{K}_t^T).$$

Выше также показано, что из условия экстремума  $\partial \mathbf{P}_t / \partial \mathbf{K}_t = 0$  следует, что

$$\mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + R \mathbf{K}_t^T = 0.$$

Отсюда вытекает, что выражение, стоящее выше в скобках, равно нулю, т.к.:

$$\mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - \mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + \mathbf{K}_t R \mathbf{K}_t^T = \mathbf{K}_t (\mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{H}^T \mathbf{K}_t^T - \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ + R \mathbf{K}_t^T) = 0.$$

В этой связи получим, что

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{P}_t^+ - \mathbf{K}_t \mathbf{H}\mathbf{P}_t^+ = [\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}] \mathbf{P}_t^+,$$

и формулы (П 2.5) доказаны.

Применив оператор  $\mathbf{D}\{\}$  непосредственно к уравнению (8), сразу получим, что  $\mathbf{P}_{t+1}^+ = \mathbf{F}\mathbf{P}_t^+ \mathbf{F}^T + \mathbf{Q}$ . Отсюда после подстановки для  $\mathbf{P}_t$  выражения (П 2.5) получим формулу (П 2.4). Таким образом, формулы (П 2.1) — (П 2.5) выведены, и теорема 1 применительно к ОМЛ ФК доказана.

## Application of Model of the Open Exploited Population to Assessment of the Local Stocks

*A.A. Mikheyev*

Sakhalin Research Institute of Fisheries and Oceanography (Yuzhno-Sakhalinsk)

e-mail: alex\_mikheyev@sakhniro.ru

The regression methods are shown not to allow assessing an open local stock as in the case of the Leslie and De Lury classic models. To solve this problem, a method based on Kalman filter is suggested. Besides, there is given a description of some methodical weak points of De Lury model, which make it less preferable regarding to Leslie's model.

This work presents the Leslie's Generalized Model with Kalman filter (LGM KF), which is aimed to reconstruct a stock dynamics during fishery using the temporary series of catches on local areas in the presence of migratory flows and neglected catch.

**Key words:** stocks, fishery, polygon method, Leslie's Generalized Model, Kalman filter.

УДК 639.2.053.7+573.22.087.1.001.57

## Решение биологических уравнений для модели промыслового истощения изолированной популяции

А. А. Михеев

Самарский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (СамНИРО), г. Южно-Самарск

e-mail: alex\_mikheyev@sakhniro.ru

Известный класс моделей истощения промыслового запаса (модели Лесли и Де Лури) распространён в случае изолированной популяции. Динамика локального открытого запаса под влиянием промысла описана с помощью биологических дифференциальных уравнений. Модель истощения для однородного пространства запаса представлена в виде задачи Коши. Её решение получено методом вариации постоянной. Аналогичная модель для неоднородного пространства запаса сформулирована как задача Неймана с нестационарными граничными условиями. Решение этой задачи получено в виде функций источника.

**Ключевые слова:** запасы, промысел, модели истощения, изолированная популяция, краевая задача, дифференциальные уравнения.

### ВВЕДЕНИЕ

Как известно, в ресурсе промысловой биологии имеются специальные математические модели, позволяющие оценить влияние промысла по его истощению в процессе лов на основе информации о производительности промысла [Зосов, 1976; Рикер, 1979; Бородин, 1980]<sup>1</sup>. Указанная информация регулярно поступает в отраслевые центры, при необходимости собирается из промысловых судов и блюдателями. Кроме того, она может быть получена рыбохозяйственными институтами и по собственным программам, предусматривающим лов с имитацией промыслового

режима. Доступность этих данных делает модель истощения привлекательным инструментом оценки запасов.

Как правило, в моделях истощения постулируется, что уловы на единицу промыслового усилия прямо пропорциональны обилию, что позволяет ретранслировать их в индексы запаса. В первых моделях истощения, помимо этого, требовалось, чтобы в процессе лова запасы не пополнялись, и отсутствовали непромысловые факторы убыли — естественная смертность и эмиграция. Это в значительной мере серьёзное упрощение, влекущее за собой множество проблем. Ещё одно предположение состояло в том, что промысловое воздействие на запасы ретранслировалось как однородное пространство. Для реализации указанного допущения при моделировании приходилось выбирать

<sup>1</sup> В данной связи в зарубежной литературе указываются модели, связанные с «модели истощения запаса» (stock depletion models, depletion experiments [Royer et al., 2002]).

дост точно короткий период лов, период промысла ограничен. Отсюда появился способ оценки запасов, получивший название «метод полигонов», где под полигоном понимается ограниченный промысловый участок с замкнутым (изолированным) и невозполнимым локальным запасом [Засосов, 1976].

Классические модели истощения были реализованы в виде дискретных уравнений связи между индексом запасов и накопленным уловом или накопленным промысловым усилием в формулировках Лесли и Де Лури соответственно [Leslie, Davis, 1939; De Lury, 1947]. Через параметры уравнений можно оценить запасы и количество ловосредств методом регрессионного анализа [Braaten, 1969].

Вместе с тем для достоверного оценивания параметров в различных моделях необходимо, чтобы в процессе изъятия падение индекса запасов было заметным [Бобылин и др., 1984]. Для изолированного и невозполнимого запаса данное условие выполняется гарантировано (при условии, что производительность промысла дост точно высока). Однако в реальности эксплуатируемые популяции проявляют себя по большей части как открытые, а значит ограниченном отрезке времени [McAllister et al., 2004]. Сюда же подпадают случаи неучтенного вылова в пределах полигона, а значит вылов можно рассмотреть как своего рода эмиграцию.

Из сказанного выше следует, что условие изолированности запаса существенно ограничивает применение классических моделей истощения. Отсюда стремление построить и логичные модели для открытой популяции. Обобщение, учитывая также наличие миграций, при обязательном использовании данных мечения сделал К. Кетчен [Ketchen, 1953]. Другие обобщения в случае открытого запаса приняли во внимание естественную смертность и пополнение [Allen, 1966; Chapman, 1974; Бородин, 1980]. Различные генерализованные версии моделей истощения успешно применяются вплоть до последнего времени [Бородин, 1982; Rosenberg et al., 1990; Royer et al., 2002; McAllister et al., 2004]. Современный этап развития рассматриваемых моделей характеризуется применением более совершенных статистических процедур оценки параметров, например, использующих иерар-

хические байесовские методы [McAllister et al., 2004].

Тем не менее, и сегодняшний день модели данного типа, в которых в явном виде описывалась бы зависимость запаса и уловов от пространственных координат, отсутствуют. Вместе с тем отмечено, что если пространственная неоднородность запаса и производительности промысла влияет на их динамику, то пространственные координаты требуется ввести в модель [McAllister et al., 2004]. В ряде случаев главный интерес представляет оценка вклада в общий вылов запасов миграций, пространственные эффекты внутри полигона могут быть проигнорированы. Поэтому целесообразно построить модель истощения неизолированной популяции как зависимую от пространственных координат, так и её пространственно однородный вариант. Решению этих двух задач и будет посвящена данная работа.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Прежде всего, оговорим, что «локальным» будем называть небольшой запас, статистически относительно короткое время. В данном исследовании рассматриваются только локальные запасы.

Материал для исследования послужили модели промыслового истощения открытого запаса, как однородного, так и неоднородного по пространству. Все факторы, влияющие на динамику запаса, в этом исследовании разделены на учтенные и неучтенные. К первым отнесены уловы, ко вторым — миграции и нелегальный вылов.

Методика исследования состояла в решении балансовых уравнений для открытой популяции в пространственно однородном и пространственно неоднородном случаях. При решении уравнений был использован ряд методов, соответствующих рассматриваемым моделям:

решение задачи Коши для обыкновенного неоднородного линейного дифференциального уравнения методом вриации постоянных, методом подстановки; сведением к уравнению в дифференциалах с последующим интегрированием по частям или с применением формулы Ньютон-Лейбниц [Степанов, 1950];

решение краевой задачи для однородного линейного уравнения в частных производных



с диффузией и стоком и неоднородными краевыми условиями последовательным решением исходной задачи в ряд более простых задач, решаемых, в свою очередь, с помощью подстановок, метод разделения переменных, метод источников (потенциалов, функций Грина), теоремы Фубини о перемене порядка интегрирования [Игнатьев и др., 1964; Тихонов, Самарский, 1977; Владимиров, 1981].

Для полноты изложения приведено решение для модели истощения замкнутой популяции.

### РЕЗУЛЬТАТЫ

**Решение балансовых уравнений для модели изолированной однородной эксплуатируемой популяции.** В качестве модели истощения для замкнутой пространственно однородной популяции используются известные в литературе балансовые уравнения [Борнов, 1918] с предположением, что естественная смертность равна нулю:

$$\frac{dN(t)}{dt} = -FN(t); N(0) = N_0; \quad (1.1)$$

$$\frac{dC(t)}{dt} = FN(t); C(0) = 0, \quad (1.2)$$

где  $N(t)$  и  $C(t)$  — непрерывные дифференцируемые функции, описывающие убыль численности и рост изъятия со временем  $t$  в процессе лов соответственно;  $F$  — коэффициент промысловой смертности.

Решение задачи Коши для обыкновенного однородного линейного дифференциального уравнения (1.1) находится двойко. Первый способ заключается в разделении переменных  $dN(t)/N(t) = -Fdt$  и интегрировании, дающем решение в форме Де Лапуа:

$$N(t) = N_0 e^{-Ft}. \quad (1.3)$$

Другой способ состоит в приращении левых частей уравнений (1.1) и (1.2)

$$dN(t)/dt = -dC(t)/dt$$

и интегрировании, дающем решение в форме Лесли:

$$N(t) = N_0 - C(t). \quad (1.4)$$

Эквивалентные уравнения для уловов получают либо интегрированием уравнения (1.2) либо непосредственно из уравнения (1.4):

$$\begin{aligned} C(t) &= F \int_0^t N(\tau) d\tau = \\ &= N_0 (1 - e^{-Ft}) = N_0 - N(t). \end{aligned} \quad (1.5)$$

**Решение балансовых уравнений для модели открытой пространственно однородной эксплуатируемой популяции.** Если в уравнении (1.1) допустить непрерывную функцию времени  $m(t)$ , задающую результирующий вклад в численность неучтенных факторов, — в частности, миграций, — то получим балансовые уравнения для открытой пространственно однородной эксплуатируемой популяции:

$$\frac{dN(t)}{dt} = -FN(t) + m(t); N(0) = N_0; \quad (2.1)$$

$$\frac{dC(t)}{dt} = FN(t); C(0) = 0, \quad (2.2)$$

где все остальные обозначения приведены в разделе 1.

Решение задачи Коши для обыкновенного неоднородного линейного дифференциального уравнения (2.1) можно найти несколькими способами. Согласно методу вариации постоянной решение имеет вид [Степанов, 1950]:

$$N(t) = c(t) e^{-\int_0^t F d\tau}, \quad (2.3)$$

где  $c(t)$  — произвольная непрерывная дифференцируемая функция.

Подстановка выражения (2.3) в исходное уравнение (2.1) и деление на несколько простых преобразований, получим, что<sup>2</sup>

$$c'(t) e^{-\int_0^t F d\tau} = m(t).$$

<sup>2</sup> Верхние штрихи здесь и далее в данном разделе обозначают дифференцирование по переменной  $t$ .

Отсюда найдем конкретный вид функции

$$c(t) = \int_0^t m(\tau) e^{\int_0^\tau F d\theta} d\tau + c_1.$$

Подставив  $c(t)$  в формулу (2.3) и учитывая начальное условие из (2.1), найдем константу интегрирования  $c_1 = N_0$ .

Таким образом, имеем общее решение:

$$N(t) = N_0 e^{-Ft} + \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau. \quad (2.4)$$

Другой способ, действующий то же самое решение, состоит в использовании в задаче (2.1) подстановки  $\tilde{N}(t) = N(t) e^{Ft}$ .

Уравнение (2.2) решается также двумя способами, которые позволяют найти различные по виду, но эквивалентные решения. Первый способ состоит в складывании уравнений (2.1) и (2.2) и сведении результата к уравнению в дифференциалах

$$d[C(t) + N(t)] = m(t) dt.$$

Отсюда следует что:

$$C(t) = N_0 - N(t) + \int_0^t m(\tau) d\tau. \quad (2.5)$$

Второй способ заключается в преобразовании уравнения (2.2) к уравнению в дифференциалах и подстановке формулы (2.4):

$$dC(t) = F \left[ N_0 e^{-Ft} + \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau \right] dt.$$

В этом случае интегрирование дает решение:

$$C(t) = N_0 (1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t e^{-F\tau} \int_0^\tau m(\theta) e^{F\theta} d\theta d\tau. \quad (2.6)$$

Учитывая, что

$$F e^{-F\tau} d\tau = d(-e^{-F\tau}),$$

и введя новые переменные:

$$u = \int_0^\tau m(\theta) e^{F\theta} d\theta; \quad du = \left[ \int_0^\tau m(\theta) e^{F\theta} d\theta \right]' d\tau;$$

$$v = -e^{-F\tau}; \quad dv = -d(e^{-F\tau}),$$

с помощью интегрирования по частям:

$$\int_a^b u dv = uv \Big|_a^b - \int_a^b v du$$

и при выделении дифференцирования интеграла по верхнему пределу:

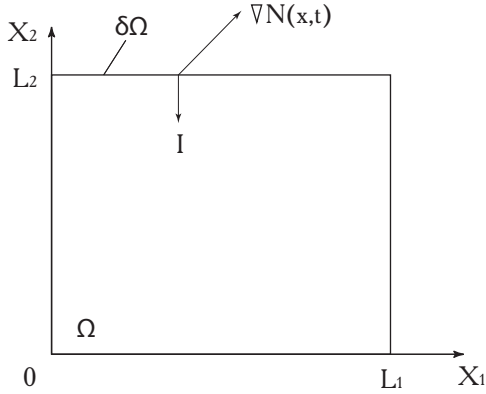
$$\left[ \int_0^\tau m(\theta) e^{F\theta} d\theta \right]' = m(\tau) e^{F\tau}$$

можно преобразовать интеграл в правой части формулы (2.6):

$$F \int_0^t e^{-F\tau} \int_0^\tau m(\theta) e^{F\theta} d\theta d\tau = \int_0^t m(\tau) d\tau - \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau. \quad (2.7)$$

С помощью формул (2.4) и (2.7) легко проверить эквивалентность формул (2.5) и (2.6).

**Решение boundary value problem для модели открытой пространственно неоднородной эксплуатируемой популяции.** Введем ограниченную прямоугольную область в плоскости  $\Omega = [0, L_1] \times [0, L_2]$  показанную на рисунке. Рассмотрим указанную область как полигон, на котором ведется промысел незащищенной популяции. Предполагается, что существуют устойчивые промысловые скопления, так что внутри полигона вырженные перемещения вроде сезонных миграций отсутствуют. Все миграционные потоки происходят только на границе полигона. Тем самым выполняется условие открытости пространства. По аналогии с тепловым потоком [Тихонов, Самарский, 1977] вектор миграции предстает в виде вращательного движения градиента плотности популяции  $\nabla N(\mathbf{x}; t)$  (рисунок).



**Рис.** Схем полигон и плоскости.  $I$  — внутренняя единичная нормаль к границе  $\partial\Omega$  прямоугольной области  $\Omega$  (остальные обозначения приведены в тексте)

В рассматриваемом случае балансовые уравнения для популяции представляют собой краевую задачу для однородного линейного уравнения в частных производных с диффузией  $D\Delta N(\mathbf{x};t)$  и стоком  $FN(\mathbf{x};t)$  и неоднородными условиями: начальным (3.2) и граничным II рода (3.3):

$$\frac{\partial N(\mathbf{x};t)}{\partial t} = -FN(\mathbf{x};t) + D\Delta N(\mathbf{x};t). \quad (3.1)$$

$$N(\mathbf{x};0) = N'_0(\mathbf{x}),$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (3.2)$$

$$\mathbf{l} \cdot \nabla N(\mathbf{x};t)|_{\partial\Omega} = m(t), \quad t \geq 0, \quad (3.3)$$

где  $N(\mathbf{x},t)$  — запас в момент времени  $t$  в точке с координатами  $\mathbf{x} = (x_1, x_2)$  на плоскости, непрерывная дифференцируемая функция;

$$\Delta \equiv \partial^2/\partial x_1^2 + \partial^2/\partial x_2^2 \quad \text{и} \quad \nabla \equiv (\partial/\partial x_1, \partial/\partial x_2) —$$

операторы Лапласа и градиента на плоскости;  $D$  — константа, связанная с коэффициентом индивидуальной активности [Свирижев, 1987];  $N'_0(\mathbf{x})$  — начальная численность запасов в точке, непрерывная функция;  $m(t)$  — интенсивность миграционного потока на границе  $\partial\Omega$  (см. рис.), непрерывная функция времени; остальные обозначения см. выше.

Рассматриваемая задача с нестационарными граничными условиями II рода, заданная в

ми непрерывной дифференцируемой функцией, является корректно поставленной [Крелов, Егер, 1964]. Согласно граничному условию (3.3) отрицательные значения функции  $m(t)$  соответствуют притоку мигрантов внутрь полигона (иммиграции), положительные — эмиграции и неучтенному изъятию.

Подстановка:

$$N(\mathbf{x};t) = \tilde{N}(\mathbf{x};t)e^{-Ft} \quad (3.4)$$

исходная задача сводится к задаче без стока:

$$\frac{\partial \tilde{N}(\mathbf{x};t)}{\partial t} = D\Delta \tilde{N}(\mathbf{x};t), \quad (3.1^*)$$

$$\tilde{N}(\mathbf{x};0) = N'_0(\mathbf{x}),$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (3.2^*)$$

$$\mathbf{l} \cdot \nabla \tilde{N}(\mathbf{x};t)|_{\partial\Omega} = M(t), \quad t \geq 0, \quad (3.3^*)$$

где  $M(t) = m(t)e^{Ft}$ .

Если известны решения  $n_1(\mathbf{x},t)$  и  $n_2(\mathbf{x},t)$  двух следующих задач:

$$\frac{\partial n_1(\mathbf{x};t)}{\partial t} = D\Delta n_1(\mathbf{x};t), \quad (3.1_1)$$

$$n_1(\mathbf{x};0) = N'_0(\mathbf{x}),$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (3.2_1)$$

$$\mathbf{l} \cdot \nabla n_1(\mathbf{x};t)|_{\partial\Omega} = 0, \quad t \geq 0, \quad (3.3_1)$$

$$\frac{\partial n_2(\mathbf{x};t)}{\partial t} = D\Delta n_2(\mathbf{x};t), \quad (3.1_2)$$

$$n_2(\mathbf{x};0) = 0,$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (3.2_2)$$

$$\mathbf{l} \cdot \nabla n_2(\mathbf{x};t)|_{\partial\Omega} = M(t), \quad t \geq 0, \quad (3.3_2)$$

то легко проверить, что решение задачи (3.1\*) — (3.3\*) является их суммой:

$$\tilde{N}(\mathbf{x};t) = n_1(\mathbf{x};t) + n_2(\mathbf{x};t). \quad (3.5)$$

Общее решение эдчи (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>) можно предствить в виде (Приложение 1 и 2):

$$n_1(\mathbf{x};t) = \iint_{\Omega} N'_0(\xi) G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi. \quad (3.6)$$

Общее решение эдчи (3.1<sub>2</sub>) — (3.3<sub>2</sub>) можно предствить в виде (Приложение 3):

$$n_2(\mathbf{x};t) = \psi(\mathbf{x})M(t) + \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \varphi(\xi) d\xi + \quad (3.7)$$

$$+ \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) f(\xi, \tau) d\xi d\tau;$$

$$\psi(\mathbf{x}) = \sum_{i=1,2} \frac{x_i(L_i - x_i)}{L_i};$$

$$\varphi(\mathbf{x}) = -\psi(\mathbf{x})m(0);$$

$$f(\mathbf{x};t) = D\kappa M(t) - \psi(\mathbf{x})M'(t),$$

где  $\kappa = -\Pi_{\Omega}/S_{\Omega}$ ;

$$\Pi_{\Omega} = 2 \sum_{i=1,2} L_i$$

и  $S_{\Omega} = L_1L_2$  — периметр и площадь полигона соответственно.

В формулах (3.6) и (3.7) функция  $G(\mathbf{x}, \xi; t)$  является фундаментальным решением оператор  $\partial/\partial t - D\Delta$  в прямоугольнике  $\Omega = [0, L_1] \times [0, L_2]$  и имеет вид (см. Приложение 1):

$$G(\mathbf{x}, \xi; t) = \frac{1}{S_{\Omega}} \sum_{k,j} \gamma_{k,j} e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \times \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots \quad (3.8)$$

Собирая вместе формулы (3.4) — (3.7), получим общее решение исходной эдчи (3.1) — (3.3) (см. Приложение 3):

$$N(\mathbf{x};t) = e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) N'_0(\xi) d\xi + M(\mathbf{x};t), \quad (3.9)$$

где миграционный член  $M(\mathbf{x};t)$  выражается формулой:

$$M(\mathbf{x};t) = m(t)\psi(\mathbf{x}) - m(0)e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \psi(\xi) d\xi + \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) e^{-F(t-\tau)} \left[ \kappa Dm(\tau) - F\psi(\xi)m(\tau) - m'(\tau)\psi(\xi) \right] d\xi d\tau. \quad (3.10)$$

То, что формулы (3.9), (3.10) действительно решение, проверяется непосредственным дифференцированием и подстановкой результата в уравнения (3.1) — (3.3).

Если считать, что улов в каждой точке зависит от обилия только в данной точке, то для него можно использовать обыкновенное дифференциальное уравнение (1.2) с тем же начальным условием. В этом случае, учитывая, что промысловая смертность является константой (см. формулу (3.1)), имеем формулу для улова в точке:

$$C(\mathbf{x};t) = F \int_0^t N(\mathbf{x};\tau) d\tau. \quad (3.11)$$

**Сводимость решений блансовых уравнений для модели открытой эксплуатируемой популяции в пространственно неоднородном случае к пространственно однородному.** Если проинтегрировать выражение (3.9) по области  $\Omega$ :

$$N(t) = \iint_{\Omega} N(\mathbf{x};t) d\mathbf{x} = \iint_{\Omega} \left( e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) N'_0(\xi) d\xi + M(\mathbf{x};t) \right) d\mathbf{x} = e^{-Ft} \iint_{\Omega} N'_0(\xi) \left( \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) d\mathbf{x} \right) d\xi + \iint_{\Omega} M(\mathbf{x};t) d\mathbf{x} = e^{-Ft} \iint_{\Omega} N'_0(\xi) d\xi + \iint_{\Omega} M(\mathbf{x};t) d\mathbf{x},$$

то в результате получим формулу для общей численности популяции на полигоне на момент времени  $t$ :

$$N(t) = e^{-Ft} N_0 + \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x}. \quad (4.1)$$

Из равенств (1.5) и (4.1) вытекает формула для улова на момент времени  $t$ :

$$C(t) = N_0(1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; \tau) d\mathbf{x} d\tau. \quad (4.2)$$

Сравнив формулы (4.1) и (2.4), получаем, что верно равенство (Приложение 4):

$$\int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau = \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x}. \quad (4.3)$$

Заметим, что в правой и левой частях равенств (4.3) стоят функции только от переменной  $t$ . Используя формулы (4.2), (4.3) имеем, что:

$$\begin{aligned} C(t) &= N_0(1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; \tau) d\mathbf{x} d\tau = \\ &= N_0(1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t \int_0^{\tau} m(\theta) e^{-F(\tau-\theta)} d\theta d\tau = \\ &= N_0(1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t e^{-F\tau} \int_0^{\tau} m(\theta) e^{F\theta} d\theta d\tau. \end{aligned}$$

Следовательно, формула (4.2) эквивалентна формуле (2.6).

Таким образом, модель истощения пространственно неоднородной популяции, представленная уравнениями (3.9) и (3.11), интегрированием по полигону (области  $\Omega$ ) сводится к модели пространственно однородной популяции, представленной уравнениями (2.4) и (2.5) / (2.6).

**Частный случай решения балансовых уравнений для открытой эксплуатируемой популяции с постоянным миграционным потоком.** Полученная модель пространственно неоднородной популяции общего вида, выражена формулами (3.9) — (3.11), позволяет строить конкретные модели истощения для популяций, как однородных, так и неоднородных по пространству с различными начальными

распределениями численности  $N_0(\mathbf{x})$  и его миграционными потоками  $m(t)$ .

В качестве примера рассмотрим частный случай моделей истощения с постоянной интенсивностью миграционного потока  $m(t)$  для популяций, как однородных, так и неоднородных, но суммированных по пространству.

Для открытой пространственно однородной эксплуатируемой популяции с соответствующей краевой задачей (2.1) — (2.2) поток прироста константен  $m_0$ :

$$m(t) = m_0. \quad (5.1)$$

Для открытой пространственно неоднородной эксплуатируемой популяции с соответствующей краевой задачей (3.1) — (3.3) поток прироста константен  $m'_0$ :

$$m(t) = m'_0. \quad (5.2)$$

Введение различных констант обусловлено необходимостью соблюдать размерность задачи.

Общее решение для пространственно однородной популяции в рассмотренном случае легко находится из формулы (2.4):

$$\begin{aligned} N(t) &= N_0 e^{-Ft} + \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau = \\ &= N_0 e^{-Ft} + \frac{m_0}{F} (1 - e^{-Ft}) \end{aligned} \quad (5.3)$$

Отсюда и из формулы (1.5) имеем соответствующее уравнение для улова:

$$\begin{aligned} C(t) &= N_0(1 - e^{-Ft}) + \\ &+ m_0 \left[ t - \frac{1}{F} (1 - e^{-Ft}) \right] \end{aligned} \quad (5.4)$$

или с учётом формулы (5.3):

$$C(t) = N_0 - N(t) + m_0 t. \quad (5.5)$$

Прежде чем вывести уравнения для численности и улова в случае неоднородной суммированной по пространству популяции с постоянным миграционным потоком, напомним, что интеграл в правой части равенств (4.1) равен (см. Приложение 4):

$$\iint_{\Omega} M(\mathbf{x};t) d\mathbf{x} = \frac{-m_0' D\Pi_{\Omega}}{F} (1 - e^{-Ft}). \quad (5.6)$$

Если положить, что:

$$m_0 = -D \oint_{\partial\Omega} m_0' d\mathbf{x} = -m_0' D\Pi_{\Omega}, \quad (5.7)$$

то общее решение для пространственно неоднородной суммированной по полигону популяции (см. формулу (4.1)) будет тем же, что и для пространственно однородной популяции (см. формулу (5.3)):

$$\begin{aligned} N(t) &= e^{-Ft} N_0 + \iint_{\Omega} M(\mathbf{x};t) d\mathbf{x} = \\ &= N_0 e^{-Ft} + \frac{m_0}{F} (1 - e^{-Ft}). \end{aligned} \quad (5.8)$$

Сравнение формул (5.8) и (5.3) показывает, что при постоянном миграционном потоке и справедливости соотношения (5.7) равенство (4.3) выполняется.

Подставляя значение интеграла из (5.6) в формулу (4.2), и идём с учётом формулы (5.7) уравнение для уловов из пространственно неоднородной популяции, суммированной по полигону:

$$\begin{aligned} C(t) &= N_0 (1 - e^{-Ft}) + F \int_0^t \iint_{\Omega} M(\mathbf{x};\tau) d\tau = \\ &= N_0 (1 - e^{-Ft}) + m_0 \left[ t - \frac{1}{F} (1 - e^{-Ft}) \right], \end{aligned}$$

поскольку (см. Приложение 4):

$$\begin{aligned} \int_0^t \iint_{\Omega} M(\mathbf{x};\tau) d\mathbf{x} d\tau &= \\ &= \frac{-m_0' D\Pi_{\Omega}}{F} \left[ t - \frac{1}{F} (1 - e^{-Ft}) \right]. \end{aligned} \quad (5.9)$$

Следовательно, уравнение для уловов в случае пространственно неоднородной суммированной по полигону популяции (см. формулу (4.2)), будет тем же, что и для пространственно однородной популяции (см. формулу (5.4)).

Таким образом, в случае постоянной интенсивности миграционного потока общее решение для пространственно неоднородной суммированной по полигону популяции будет тем же, что и для пространственно однородной популяции.

### ОБСУЖДЕНИЕ ПОЛУЧЕННЫХ РЕЗУЛЬТАТОВ

Рассмотрим модель пространственно неоднородной популяции, построенную в данной статье в виде уравнений (3.9) — (3.11), следует отметить две особенности, имеющие практическое значение. С одной стороны, уравнения (3.9) — (3.11) позволяют строить конкретные модели истощения для популяций, как однородных, так и неоднородных по пространству с различными начальными распределениями запасов  $N_0(\mathbf{x})$  и миграционными потоками  $m(t)$ . Тем самым рассмотренная модель охватывает достаточно широкий круг промысловых ситуаций и даёт в узком смысле гибкий инструмент моделирования динамики запасов и промысла.

С другой стороны, полученные уравнения, являясь приемлемыми для имитационных вычислительных экспериментов промыслового истощения запасов, пока вряд ли смогут служить в качестве полноценной диагностической модели для его оценки. Причиной этого состоит в том, что в регулярной промысловой статистике отсутствует информация о пространственном распределении уловов и промысловых усилий. По указанной причине был построен четырёхмерная модель истощения для пространственно однородного запаса, позволяющая строить диагностические модели для оценки запасов по временным рядам данных о производительности лов.

Частный случай моделей для открытых популяций, однородных по пространству с постоянной интенсивностью миграционного потока, является не более простым и даёт возможность строить на их основе диагностические модели истощения, связывающие доступную промысловую статистику с оценками запасов. Такие модели, в отличие от классических моделей Лесли и Де Лури, позволяют оценить всю динамику запасов в процессе лов, не только точно, но и численно. В этом их новизна и одно из главных положительных отличий. Кроме того, как уже упоминалось, такие

модели целесообразно использовать в тех случаях, когда пространственные эффекты внутри полигона не представляют интереса, требуется оценить результирующий вклад в запас всех неучтённых факторов либо только миграций.

Например, уравнение (5.5) позволяет построить простую пространственную дигностическую модель истощения, поскольку из него следует, что

$$I_t = qN_0 - qC_t + m_t,$$

где  $I_t = qN_t$  — индекс запас в момент времени  $t$ , измеренный уловом на усилие;  $q$  — коэффициент улова в единицу усилия;  $C_t$  — накопленный к моменту времени  $t$  вылов;  $N_0$  — исходная оценка запаса и численности;  $m_t = qm_0t$  — накопленный вклад в запас всех неучтённых факторов или только миграционного потока.

Другой пример применения модели истощения пространственно однородной популяции с переменным миграционным потоком заключается в разделении процессов собственно динамики запаса, миграций и измерений индексов запаса в виде улова на усилие:

$$N_{t+1} = N_t - C_t + m_t; m_{t+1} = am_t; I_t = qN_t.$$

Эти уравнения позволяют оценить ненаблюдаемый запас и неучтённый вклад в него по данным о вылове и улове на усилие.

Следует отметить, что в полученных моделях можно оценить и такие неучтённые факторы динамики запаса, как нелегальный вылов, естественную смертность и пополнение. Для этого потребуются допустить, что узловые факторы воздействуют на запас равномерно по всей области и кумулируются неограниченно. В данном случае можно рассмотреть нелегальный вылов и естественную смертность как своего рода эмиграцию, пополнение как иммиграцию. Однако при таком подходе вычленив каждый фактор по отдельности из результирующего вклада в динамику со стороны неучтённых факторов формально вряд ли удастся.

В заключение обсудим корректность уравнения (5.7)  $m_0 = -m'_0 D\Pi_\Omega$ , где  $m_0$  и  $m'_0$  — постоянные интенсивности миграционного потока  $m(t)$  в зависимости от (2.1) — (2.2) и (3.1) — (3.3) соответственно (см. формулы (5.1)

и (5.2)). Как уже упоминалось, введение этих констант обусловлено необходимостью соблюдать размерность уравнений. В случае пространственно однородной популяции размерность  $m(t)$ , следовательно, и  $m_0$  будет [экз. × время<sup>-1</sup>] (см. формулу (2.1)). В пространственно неоднородном случае, как следует из граничного условия (3.3)

$$\mathbf{l} \cdot \nabla N(\mathbf{x}; t) \Big|_{\partial\Omega} = m(t),$$

размерность  $m_0$  равна размерности  $\nabla N(\mathbf{x}; t)$ , именно: [экз. × пространств.<sup>-3</sup>]. Это связано с тем, что запас  $N(\mathbf{x}, t)$  отнесён к точке, и, чтобы получить запас в экземплярах, его нужно интегрировать по площади:

$$N(t) = \iint_{\Omega} N(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x}$$

(см. Результаты, раздел 4). Следовательно, размерность  $N(\mathbf{x}, t)$  равна [экз. × пространств.<sup>-2</sup>]. Вместе с тем, поскольку диффузионный коэффициент  $D$  имеет размерность [пространств.<sup>2</sup> × время<sup>-1</sup>],  $\Pi_\Omega$  измеряется в единицах пространства, то произведение  $m_0 D\Pi_\Omega$  имеет размерность [экз. × время<sup>-1</sup>]. Следовательно, размерности в уравнении (5.7) согласованы. При этом для роста численности скалярное произведение  $\mathbf{l} \cdot \nabla N(\mathbf{x}; t) \Big|_{\partial\Omega}$  должно быть отрицательным (см. рис.), т.е.  $m_0 < 0$ . Таким образом, в уравнении (5.7) знаки также согласованы.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной статье был построен модель истощения неизолированной эксплуатируемой популяции с достаточно произвольными начальными пространственными распределениями и динамикой миграционного потока на границах промыслового района. Указанная модель применима к различным конкретным ситуациям и исследователям с заданием. Однако полученные уравнения, являясь приемлемыми для имитационных вычислительных экспериментов, пока вряд ли могут служить для полноценной оценки запаса по данным промысловой статистики. Тем не менее, с этой задачей является модель истощения, построенная для открытого пространственно однородного запаса.

Р зр бот нные в этой ст тье модели позво-  
 ляют оценив ть всю дин мику з п с в процес-  
 се лов , не только до н ч л лов , в отличие  
 от их кл ссических прототипов, предложенных  
 Лесли и Де Лури. В этом их новизн и одно из  
 гл вных положительных отличий. Кроме того,  
 ук з нные модели целесообр зно использо в ть  
 в тех случ ях, ког д простр нственные эффек-  
 ты внутри полигон не предст вляют интере-  
 с , требуется оценить результирующий вкл д  
 в з п с либо всех неучтённых ф кторов, либо  
 их ч сти, н пример, мигра ций и нелег льного  
 вылов .

**ЛИТЕРАТУРА**

Б б ян В.К., Бул ков Т.И., Бородин Р.Г., Ефи-  
 мов Ю.Н. 1984. Применение м тем тических мето-  
 дов и моделей для оценки з п сов рыб. Методи-  
 ческие рекоменд ции. М.: ВНИРО. 156 с.

Б р нов Ф.И. 1918. К вопросу о биологических осно-  
 в ниях рыбного хозяйств // Изв. Отдел рыбо-  
 водств и н учно-промысловых исследов ний. Т. 1.  
 № 1. С. 84–128.

Бородин Р.Г. 1980. Обобщённ я модель н лиз про-  
 мысл морских млекопит ющих и её применение //  
 Морские млекопит ющие. М.: ВНИРО. С. 10–17.

Бородин Р.Г. 1982. Методы оценки состояния з п сов  
 морских млекопит ющих // Морские млекопит ю-  
 щие. М.: ВНИРО. С. 22–32.

Вл димиров В.С. 1981. Ур внения м тем тической  
 физики. М.: Н ук . Гл. ред. физ.— м т. лит-ры.  
 512 с.

З сосов А.В. 1976. Дин мик численности промысл-  
 ловых рыб. М.: Пищев я промышленность. 312 с.

Игн тьев А.В., Кр снощёков Т.И., Смирнов В.Ф.  
 1964. Курс высшей м тем тики. М.: Высш я шко-  
 л . 684 с.

К рслоу Г., Егер Д. 1964. Теплопроводность твёрдых  
 тел. М.: Н ук . Гл. ред. физ.— м т. лит-ры. 487 с.

Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпрет ция  
 биологических пок з телей популяций рыб. М.:  
 Пищев я промышленность. 408 с.

Свиричев Ю.М. 1987. Нелинейные волны, диссип -  
 тивные структуры и к т строфы в экологии. М.:  
 Н ук . Гл. ред. физ.— м т. лит-ры. 368 с.

Степ нов В.В. 1950. Курс дифференци льных ур в-  
 нений. М.: Госуд рственное изд тельство техни-  
 ко-теоретической литер туры. 468 с.

Тихонов А.Н., С м рский А.А. 1972. Ур внения м -  
 тем тической физики. М.: Н ук . Гл. ред. физ.—  
 м т. лит-ры. 735 с.

Allen K. R. 1966. Some Methods for Estimating Exploited  
 Populations // J. Fish. Board Can. V. 23. P. 1553–  
 1574.

Braaten D. O. 1969. Robustness of DeLury population  
 estimator // J. Fish. Res. Board Can. V. 26. P. 339–  
 355.

DeLury D. 1947. On the Estimation of Biological  
 Populations // Biometrics. V. 3. P. 145–167.

Ketchen K. S. 1953. The Use of Catch-Effort and Tagging  
 Data in Estimating a Flatfish Population // J. Fish.  
 Res. Board Can. V. 10. P. 459–485.

Leslie P. H., Davis D. H. S. 1939. An Attempt to  
 Determine the Absolute Number of Rats on a Given  
 Area // J. Anim. Ecol. V. 8. P. 94–113.

McAllister M. K., Hill S. L., Agnew D. J.,  
 Kirkwood G. P., Beddington J. R. 2004. A Bayesian  
 Hierarchical Formulation of the De Lury Stock  
 Assessment Model for Abundance Estimation of  
 Falkland Islands' Squid (*Loligo gahi*) // Can. J. Fish.  
 Aquat. Sci. V. 61. P. 1048–1059.

Rosenberg A. A., Kirkwood G. P., Crombie J. A.,  
 Beddington J. R. 1990. The Assessment of Stocks of  
 Annual Squid Species // Fish. Res. V. 8. P. 335–350.

Royer J., Pèriés P., Robin J. P. 2002. Stock Assessment  
 of English Channel Loliginid Squids: Updated  
 Depletion Methods and New Analytical Methods //  
 ICES J. Mar. Sci. V. 59. P. 445–457.

**ПРИЛОЖЕНИЕ 1**

Р ссмотрим кр евую з д чу:

$$\frac{\partial G(\mathbf{x}, \xi; t)}{\partial t} = D\Delta G(\mathbf{x}, \xi; t), \quad (\text{П 1.1})$$

$$G(\mathbf{x}, \xi; 0) = \delta(\mathbf{x} - \xi),$$

$$\mathbf{x}, \xi \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (\text{П 1.2})$$

$$\mathbf{l} \cdot \nabla G(\mathbf{x}, \xi; 0) \Big|_{\partial\Omega} = 0, \quad t \geq 0, \quad (\text{П 1.3})$$

для следующей функции:

$$\begin{aligned} G(\mathbf{x}, \xi; t) &= \\ &= \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} \gamma_{k,j} e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \\ &\times \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right), \quad (\text{П 1.4}) \\ &k, j = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

В условии (П 1.2)



$$\delta(x) \equiv \begin{cases} 0, & x \neq 0, \\ \infty, & x = 0, \end{cases}$$

— дельта-функция Дирака, для которой выполняются свойства  $\int \delta(x) dx = 1$  и

$$\int \delta(x - y) f(y) dy = f(x),$$

где  $f(x)$  — произвольная непрерывная или финитная функция (см., например, [Валдимиров, 1981]).

Положим, что функция  $G(\mathbf{x}, \xi; t)$  — решение задачи (П 1.1) — (П 3.1), т.е. является фундаментальным решением операторного уравнения  $\partial/\partial t - D\Delta$  в прямоугольнике  $\Omega = [0, L_1] \times [0, L_2]$  (см., например, [Красс, Егер, 1964]). Для доказательства определений  $k, j$ -ю компоненту ряда (П 1.4) формулой:

$$G_{k,j}(\mathbf{x}, \xi; t) = \gamma_{k,j} e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \\ \times \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right), \\ k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Тогда что

$$G(\mathbf{x}, \xi; t) = \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} G_{k,j}(\mathbf{x}, \xi; t).$$

Для каждой компоненты  $G_{k,j}(\mathbf{x}, \xi; t)$  имеем (см. Приложение 2)<sup>3</sup>:

$$\frac{\partial G_{k,j}}{\partial t} = -\lambda_{k,j}^2 G_{k,j} \text{ и} \\ \Delta G_{k,j} \equiv \frac{\partial^2 G_{k,j}}{\partial x_1^2} + \frac{\partial^2 G_{k,j}}{\partial x_2^2} = \\ = -\pi^2 \left( \frac{k^2}{L_1^2} + \frac{j^2}{L_2^2} \right) G_{k,j} = -\frac{\lambda_{k,j}^2}{D} G_{k,j}.$$

Сравнение приведённых выше формул показывает, что:

$$\frac{\partial G_{k,j}}{\partial t} = D \Delta G_{k,j}.$$

Тогда верно и уравнение (П 1.1), т.к.

$$\frac{\partial G}{\partial t} = \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} \frac{\partial G_{k,j}}{\partial t} = \frac{D}{S_\Omega} \sum_{k,j} \Delta G_{k,j} = D \Delta G.$$

Для градиента каждой компоненты  $G_{k,j}(\mathbf{x}, \xi; t)$  имеем:

$$\nabla G_{k,j} \equiv \left( \frac{\partial G_{k,j}}{\partial x_1}, \frac{\partial G_{k,j}}{\partial x_2} \right) = -\pi G_{k,j} \boldsymbol{\theta}_{k,j},$$

где

$$\boldsymbol{\theta}_{k,j} = \left( \frac{k}{L_1} \tan\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right), \frac{j}{L_2} \tan\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \right).$$

Отсюда имеем, что скалярные произведения роторных компонент с единичной нормалью  $\mathbf{l}$  (см. рис.) будут равны

$$\mathbf{l} \cdot \nabla G_{k,j} \Big|_\Omega = \left( \mathbf{l} \cdot (-\pi G_{k,j} \boldsymbol{\theta}_{k,j}) \Big|_\Omega \right) = \\ = -\pi G_{k,j} \left( \mathbf{l} \cdot \boldsymbol{\theta}_{k,j} \Big|_\Omega \right)$$

Из таблицы ниже следует, что  $\mathbf{l} \cdot \boldsymbol{\theta}_{k,j} \Big|_\Omega = 0$ .

Следовательно, выполняется граничное условие  $\mathbf{l} \cdot \nabla G_{k,j} \Big|_\Omega = 0$  и, в свою очередь, граничное условие (П 1.3):

$$\mathbf{l} \cdot \nabla G \Big|_\Omega = \mathbf{l} \cdot \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} (\nabla G_{k,j} \Big|_\Omega) = \\ = \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} (\mathbf{l} \cdot \nabla G_{k,j} \Big|_\Omega) = 0.$$

Поскольку значение  $\delta(\mathbf{x})$  в прямоугольнике  $\Omega = [0, L_1] \times [0, L_2]$  определено формулой (см., например, [Тихонов, Самарский, 1977]):

<sup>3</sup> Отметим, что в Приложениях аргументы функций в математических выкладках иногда для краткости записи будут опущены.

**Т блиц .** Зн чения  $\theta_{k,j}$  и компонент векторов  $\nabla\psi$ , т кже их ск лярные произведения с единичной норм лью  $\mathbf{l}$  (см. рис.)

| Координ ты гр ницы $d\Omega$ |       | Сегмент гр ницы $d\Omega$ (см. рис.) | Зн чения компонент вектор $\mathbf{l} = (l_1, l_2)$ | $\theta_{k,j} _{\Omega}$  | $\mathbf{l} \cdot \theta_{k,j} _{\Omega}$ | $\nabla\psi _{\Omega}$                      | $\mathbf{l} \cdot \nabla\psi _{\Omega}$ |
|------------------------------|-------|--------------------------------------|---|---|---|---|---|
| $x_1$                        | $x_2$ |                                      |   |   |   |   |   |
| $0 \leq x_1 \leq L_1$        |       | 0 Нижний                             | (0,1)   | $\left( \frac{k}{L_1} \tan\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right), 0 \right)$ | 0   | $\left( \frac{L_1 - 2x_1}{L_1}, 1 \right)$  | 1                                       |
|                              |       | $L_2$ Верхний                        | (0,-1)  |   |   | $\left( \frac{L_1 - 2x_1}{L_1}, -1 \right)$ | 1                                       |
| $0 \leq x_1 \leq L_2$        |       | 0 Левый                              | (1,0)   | $\left( 0, \frac{j}{L_2} \tan\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \right)$ | 0   | $\left( 1, \frac{L_2 - 2x_2}{L_2} \right)$  | 1                                       |
|                              |       | $L_2$ Правый                         | (-1,0)  |   |   | $\left( -1, \frac{L_2 - 2x_2}{L_2} \right)$ | 1                                       |

$$\delta(\mathbf{x} - \xi) = \frac{1}{S_{\Omega}} \sum_{k,j} \gamma_{k,j} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right),$$

$k, j = 0, 1, 2, \dots,$

то н ч льное условие (П 1.2) т кже выполнено:

$$G(\mathbf{x}, \xi; 0) = \frac{1}{S_{\Omega}} \sum_{k,j} \gamma_{k,j} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right) = \delta(\mathbf{x} - \xi), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Из свойств функции  $\delta(\mathbf{x})$ , опис нных выше, следует, что:

$$\iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; 0) d\xi = \iint_{\Omega} \delta(\mathbf{x} - \xi) d\xi = 1.$$

Учитыв я р вномерную по  $t$  сходимость ряд (П 1.4), для всех  $t > 0$  н шли, что:

$$\iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi = \frac{1}{S_{\Omega}} \left\{ \begin{aligned} & \iint_{\Omega} d\xi + \\ & + 2 \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda_{k,0}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \iint_{\Omega} \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) d\xi + \\ & + 2 \sum_{j=1}^{\infty} e^{-\lambda_{0,j}^2 t} \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \iint_{\Omega} \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right) d\xi + \\ & + 4 \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_{k,j} e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \times \\ & \times \iint_{\Omega} \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right) d\xi \end{aligned} \right\},$$

$k, j = 0, 1, \dots,$

Второй и третий кр тные интегр лы в пр - вой ч сти формулы, приведённой выше, р вны нулю, что легко проверить, используя теорему Фубини о перемене порядок интегриров ния [Игн тьев и др., 1964; Вл димиров, 1981]. Отсюд вытек ет, что для всех  $t > 0$ :

$$\iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi = \frac{S_{\Omega}}{S_{\Omega}} = 1.$$

Тогда обр зом, получили, что для всех  $t \geq 0$ :

$$\iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi = 1.$$

Из приведённых выше выкл док следует, что функция источник  $G(\mathbf{x}, \xi; t)$  является фундаментальным решением для з д ч (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>) [Владимиров, 1981]. В этой связи общее решение уравнения з д ч можно сразу записать с помощью формулы (3.6):

$$n_1(\mathbf{x}; t) = \iint_{\Omega} N'_0(\xi) G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi,$$

здесь  $N'_0$  — известная функция потенциала простого слоя [Владимиров, 1981; Тихонов, Самарский, 1977].

### ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Решение з д ч (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>) также можно найти с помощью метода Фурье (разделения переменных). Для этого нужно представить его как произведение двух функций, из которых одна зависит только от  $\mathbf{x}$ , другая — от  $t$ :

$$n_1(\mathbf{x}; t) = u(\mathbf{x})v(t).$$

В новых переменных з д ч (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>) приобретает вид:

$$uv' = Dv\Delta u, \quad (\text{П } 2.1)$$

$$n_1(\mathbf{x}; 0) = u(\mathbf{x})v(0) = N'_0(\mathbf{x}),$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (\text{П } 2.2)$$

$$v(t) \{ \mathbf{1} \cdot \nabla u(\mathbf{x}) |_{\partial\Omega} \} = 0, \quad t \geq 0. \quad (\text{П } 2.3)$$

Уравнение (П 2.1) приводится к виду:

$$\frac{v'(t)}{v(t)} = D \frac{\Delta u(\mathbf{x})}{u(\mathbf{x})} = -\lambda^2,$$

где  $\lambda$ , очевидно, константа. В результате исходная з д ч распадается на две новые самостоятельные з д ч:

$$\frac{dv(t)}{dt} = -\lambda^2 v(t), \quad t \geq 0, \quad (\text{П } 2.1_v)$$

$$v(0) = v_0, \quad (\text{П } 2.2_v)$$

$$\Delta u(\mathbf{x}) + \frac{\lambda^2}{D} u(\mathbf{x}) = 0,$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (\text{П } 2.1_u)$$

$$\mathbf{1} \cdot \nabla u(\mathbf{x}) |_{\partial\Omega} = 0. \quad (\text{П } 2.2_u)$$

З д ч Коши (П 2.1<sub>u</sub>) — (П 2.2<sub>v</sub>) решается с помощью простого сведения к уравнению в дифференциалах и имеет вид:

$$v(t) = v(0) e^{-\lambda^2 t}. \quad (\text{П } 2.4)$$

Кривая з д ч (П 2.1<sub>u</sub>) — (П 2.2<sub>u</sub>) для однородного эллиптического уравнения с однородным граничным условием II рода имеет решение в виде:

$$u(x_1, x_2) = \cos(ax_1) \cos(bx_2). \quad (\text{П } 2.5)$$

Подстановка (П 2.5) в (П 2.1<sub>u</sub>) даёт уравнение для определения  $\lambda$ :

$$\frac{\lambda^2}{D} = a^2 + b^2.$$

Используя граничное условие (П 2.2<sub>u</sub>):

$$\begin{aligned} \mathbf{1} \cdot \nabla u(\mathbf{x}) |_{\partial\Omega} &= \\ &= (l_1, l_2) \left[ -a \sin(ax_1) \cos(bx_2), \right. \\ &\quad \left. -b \cos(ax_1) \sin(bx_2) \right] |_{\partial\Omega} = 0, \end{aligned}$$

где  $l_1$  и  $l_2$  — компоненты вектора  $\mathbf{1}$ , познакомные в таблице, получаем уравнения для нахождения  $a$  и  $b$ :

$$b \cos(ax_1) \sin(bL_2) = 0,$$

$$a \sin(aL_1) \cos(bx_2) = 0.$$

Приведённым выше уравнениям соответствует бесконечное множество критических решений:

$$a_k = \frac{k\pi}{L_1}; \quad b_k = \frac{k\pi}{L_2}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Следовательно, имеется бесконечное множество констант, удовлетворяющих решению з д ч (П 2.1<sub>u</sub>) — (П 2.2<sub>u</sub>):

$$\lambda_{k,j}^2 = D\pi^2 \left( \frac{k^2}{L_1^2} + \frac{j^2}{L_2^2} \right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Т ким обр зом, получили бесконечное число решений з д ч (П 2.1<sub>v</sub>) — (П 2.2<sub>v</sub>) и (П 2.1<sub>u</sub>) — (П 2.2<sub>u</sub>) (см. формулы (П 2.4) и (П 2.5)):

$$v_{k,j}(t) = v_{k,j}(0) e^{-\lambda_{k,j}^2 t}, \quad k, j = 0, 1, 2, \dots;$$

$$u_{k,j}(x_1, x_2) = \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Поскольку общее решение линейной з д чи является суммой всех её ч стных решений, то оконч тельное решение з д чи (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>) д ётся рядом:

$$n_1(\mathbf{x}; t) = \sum_{k,j} v_{k,j}(t) u_{k,j}(x_1, x_2) = \sum_{k,j} v_{k,j}(0) e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Ост ётся определить конст нты  $v_{k,j}(0)$  для всех  $k, j = 0, 1, 2, \dots$ . С помощью н ч льного условия (3.2<sub>1</sub>) получили ряд:

$$n_1(\mathbf{x}; 0) = \sum_{k,j} v_{k,j}(0) \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Д лее использо в ли р зложение функции  $N'_0(\mathbf{x})$  в прямоугольнике  $[0, L_1] \times [0, L_2]$  в ряд Фурье:

$$N'_0(\mathbf{x}) = \sum_{k,j} A_{k,j} \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right), \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

Коэффициенты д нного ряд выр ж ются известными формул ми (см., н пример, [К р-слоу, Егер, 1964]):

$$A_{k,j} = \frac{\gamma_{k,j}}{S_\Omega} \int_0^{L_1} \int_0^{L_2} N'_0(x_1, x_2) \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \times \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) dx_1 dx_2, \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

где

$$\gamma_{k,j} = \begin{cases} 1, & k = j = 0; \\ 2, & k = 0, \quad j = 1, 2, \dots \\ & \text{или } j = 0, \quad k = 1, 2, \dots \\ 4, & k, j = 1, 2, \dots; \end{cases}$$

Поскольку р ссм трив емый ряд сходится р вномерно по  $\xi = (\xi_1, \xi_2)$  при  $t > 0$ , то изменение порядк суммиров ния и интегриров ния в нём при  $t > 0$  з конно [Тихонов, С м рский, 1977]. Тогд формул (3.6) выр ж ет общее решение з д чи (3.1<sub>1</sub>) — (3.3<sub>1</sub>):

$$n_1(\mathbf{x}; t) = \left[ \iint_{\Omega} N'_0(\xi) \frac{1}{S_\Omega} \sum_{k,j} \gamma_{k,j} e^{-\lambda_{k,j}^2 t} \times \cos\left(\frac{k\pi x_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{k\pi \xi_1}{L_1}\right) \cos\left(\frac{j\pi x_2}{L_2}\right) \cos\left(\frac{j\pi \xi_2}{L_2}\right) d\xi \right] = \iint_{\Omega} N'_0(\xi) G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi, \quad k, j = 0, 1, 2, \dots$$

### ПРИЛОЖЕНИЕ 3

Решение з д чи (3.1<sub>2</sub>) — (3.3<sub>2</sub>) предст вили к к сумму [Тихонов, С м рский, 1977]:

$$n_2(\mathbf{x}; t) = U(\mathbf{x}; t) + V(\mathbf{x}; t). \quad (\text{П } 3.1)$$

Функция  $U$  подбира ется т ким обр зом, чтобы удовлетворить гр ничному условию:

$$\mathbf{1} \cdot \nabla U(\mathbf{x}, t) \Big|_{\partial\Omega} = M(t), \quad (\text{П } 3.2_U)$$

где функция  $M(t)$  определен в гр ничном условии (3.3\*). Тогд из формул (3.2<sub>2</sub>) и (П3.2<sub>U</sub>) следует, что  $V(\mathbf{x}, t)$  должно удовлетворять условию:

$$\mathbf{1} \cdot \nabla V(\mathbf{x}, t) \Big|_{\partial\Omega} = 0, \quad t \geq 0. \quad (\text{П } 3.2_V)$$

Простой способ решения ур внения (П 3.2<sub>U</sub>) состоит в предст влении:

$$U(\mathbf{x}; t) = \psi(\mathbf{x})M(t), \quad (\text{П } 3.3)$$

и подбор той функции  $\psi$ , для которой выполнялось бы граничное условие:

$$\mathbf{l} \cdot \nabla \psi(\mathbf{x})|_{\partial \Omega} = 1. \quad (\text{П } 3.4)$$

Той подходящей функцией может быть:

$$\psi(\mathbf{x}) = \sum_{i=1,2} \frac{x_i(L_i - x_i)}{L_i}. \quad (\text{П } 3.5)$$

Действительно,

$$\begin{aligned} \nabla \psi(\mathbf{x}) &\equiv \left( \frac{\partial \psi(\mathbf{x})}{\partial x_1}, \frac{\partial \psi(\mathbf{x})}{\partial x_2} \right) = \\ &= \left( \frac{L_1 - 2x_1}{L_1}, \frac{L_2 - 2x_2}{L_2} \right) \end{aligned}$$

и условие (П 3.4) выполняется (см. т. бл.). Для функции  $\psi$ , предст. вленной формулой (П 3.5), л. п. л. с. и. б. д. р. в. к. н. т. е.:

$$\begin{aligned} \Delta \psi(\mathbf{x}) &\equiv \frac{\partial^2 \psi(\mathbf{x})}{\partial x_1^2} + \frac{\partial^2 \psi(\mathbf{x})}{\partial x_2^2} = \\ &= -2 \left( \frac{1}{L_1} + \frac{1}{L_2} \right) = -\frac{\Pi_{\Omega}}{S_{\Omega}} = \kappa. \end{aligned}$$

В итоге получили, что (см. формулу (П 3.3):

$$\frac{\partial U(\mathbf{x}; t)}{\partial t} = \psi(\mathbf{x})M'(t);$$

$$\Delta U(\mathbf{x}; t) = \kappa M(t);$$

$$\nabla U(\mathbf{x}; t) = M(t) \nabla \psi(\mathbf{x})$$

и, кроме того:

$$U(\mathbf{x}; 0) = \psi(\mathbf{x})m(0). \quad (\text{П } 3.6)$$

Из приведённых выше формул следует, что

$$\frac{\partial n_2}{\partial t} = \psi M'(t) + \frac{\partial V}{\partial t}$$

и

$$D \Delta n_2 = D \kappa M(t) + D \Delta V.$$

Подст. новк. последних формул в уравнение (3.1<sub>2</sub>) д. е. т. р. в. н. с. т. о.:

$$\frac{\partial V}{\partial t} = D \kappa M(t) + D \Delta V - \psi M'(t).$$

Из формул (П 3.1), (П 3.2<sub>v</sub>) и (П 3.6) вытекает граничное условие:

$$V(\mathbf{x}; 0) = -\psi(\mathbf{x})m(0).$$

В результате получили краевую задачу:

$$\frac{\partial V}{\partial t} = D \Delta V + f(\mathbf{x}; t), \quad (\text{П } 3.1_v)$$

$$V(\mathbf{x}; 0) = \varphi(\mathbf{x}),$$

$$\mathbf{x} \in \Omega = [0, L_1] \times [0, L_2], \quad (\text{П } 3.3_v)$$

с граничным условием (П 3.2<sub>v</sub>) и функциями:

$$f(\mathbf{x}; t) = D \kappa M(t) - \psi(\mathbf{x})M'(t), \quad (\text{П } 3.7)$$

$$\varphi(\mathbf{x}) = -\psi(\mathbf{x})m(0). \quad (\text{П } 3.8)$$

Решение краевой задачи (П 3.1<sub>v</sub>) — (П 3.3<sub>v</sub>) было получено стандартным методом в виде суммы потенциалов простого и двойного слоя [Тихонов, Самарский, 1977]:

$$V(\mathbf{x}; t) = V_1(\mathbf{x}; t) + V_2(\mathbf{x}; t). \quad (\text{П } 3.9)$$

Указанные потенциалы имеют вид соответственно:

$$V_1(\mathbf{x}; t) = \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \varphi(\xi) d\xi, \quad (\text{П } 3.10)$$

$$V_2(\mathbf{x}; t) = \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) f(\xi, \tau) d\xi d\tau. \quad (\text{П } 3.11)$$

Справедливость того, что функция (П 3.9) является решением задачи (П 3.1<sub>v</sub>) — (П 3.3<sub>v</sub>) доказывается непосредственным дифференцированием. При этом частная производная от  $V_2(\mathbf{x}, t)$  по  $t$  находится с помощью правил дифференцирования интеграла по верхнему пределу:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial V_2}{\partial t} = \\ & = \frac{\partial}{\partial t} \left( \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) f(\xi; \tau) d\xi d\tau \right) = \\ & = \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; 0) f(\xi; t) d\xi + \\ & + \int_0^t \iint_{\Omega} \frac{\partial G(\mathbf{x}, \xi; t)}{\partial t} f(\xi; \tau) d\xi d\tau. \end{aligned}$$

Собирая вместе формулы (П 3.1), (П 3.3), (П 3.5), (П 3.9) — (П 3.11), имеем, что решение задачи (3.1<sub>2</sub>) — (3.3<sub>2</sub>) выражается формулой (3.7):

$$\begin{aligned} n_2(\mathbf{x}; t) &= \psi(\mathbf{x})M(t) + \\ & + \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \varphi(\xi) d\xi + \\ & + \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) f(\xi, \tau) d\xi d\tau. \end{aligned}$$

Отсюда согласно формулам (3.4) и (3.5) общее решение исходной задачи (3.1) — (3.3) представляет формулу (3.9):

$$N(\mathbf{x}; t) = e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) N'_0(\xi) d\xi + M(\mathbf{x}; t)$$

с миграционным членом, выраженным формулой (3.10):

$$\begin{aligned} M(\mathbf{x}; t) &= m(t)\psi(\mathbf{x}) - \\ & - m(0)e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \psi(\xi) d\xi + \\ & + \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) e^{-F(t-\tau)} \left[ \kappa Dm(\tau) - \right. \\ & \left. - F\psi(\xi)m(\tau) - m'(\tau)\psi(\xi) \right] d\xi d\tau. \end{aligned}$$

#### ПРИЛОЖЕНИЕ 4

Вычислим интеграл по области  $\Omega$  от миграционного члена, выраженного формулой (3.10):

$$\begin{aligned} M(\mathbf{x}; t) &= m(t)\psi(\mathbf{x}) - \\ & - m(0)e^{-Ft} \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) \psi(\xi) d\xi + \\ & + \int_0^t \iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t - \tau) e^{-F(t-\tau)} \left[ \kappa Dm(\tau) - \right. \\ & \left. - F\psi(\xi)m(\tau) - m'(\tau)\psi(\xi) \right] d\xi d\tau. \end{aligned}$$

Используя теорему Фубини о замене порядка интегрирования в кратном интеграле и применив равенство (см. Приложение 1):

$$\iint_{\Omega} G(\mathbf{x}, \xi; t) d\xi = 1, \quad t \geq 0,$$

получили, что:

$$\begin{aligned} \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x} &= \left[ m(t) - m(0)e^{-Ft} \right] \iint_{\Omega} \psi(\xi) d\xi + \\ & + \int_0^t e^{-F(t-\tau)} \left\{ \kappa Dm(\tau) \iint_{\Omega} d\xi - \left[ Fm(\tau) - \right. \right. \\ & \left. \left. - m'(\tau) \right] \iint_{\Omega} \|\psi(\xi) d\xi\| \right\} d\tau. \end{aligned}$$

Легко показать, что (см. формулу (П 3.5)):

$$\iint_{\Omega} \psi(\xi) d\xi = \frac{1}{6} (L_1 L_2^2 - L_1^2 L_2) = \frac{S_{\Omega} \Pi_{\Omega}}{12} = \alpha.$$

Тогда, учитывая, что  $\kappa = -\Pi_{\Omega}/S_{\Omega}$  (см. Приложение 3), имеем равенство:

$$\begin{aligned} \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x} &= \alpha \left[ m(t) - m(0)e^{-Ft} \right] - \\ & - \alpha \int_0^t e^{-F(t-\tau)} \left[ Fm(\tau) - m'(\tau) \right] d\tau - \\ & - \Pi_{\Omega} D \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau. \end{aligned}$$

Интегрируя по частям

$$\int_a^b u dv = uv \Big|_a^b - \int_a^b v du,$$

где  $u = m(\tau)$ ,  $du = m'(\tau)d\tau$ ,  $v = e^{F\tau}$ ,  
 $dv = d(e^{F\tau})$ ,

получили, что

$$\begin{aligned} & \alpha [m(t) - m(0)e^{-Ft}] = \\ & = \alpha \int_0^t e^{-F(t-\tau)} [Fm(\tau) - m'(\tau)] d\tau \end{aligned}$$

и:

$$\begin{aligned} & \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x} = \\ & = -\Pi_{\Omega} D \int_0^t m(\tau) e^{-F(t-\tau)} d\tau. \end{aligned} \quad (\text{П 4.1})$$

Если предположить, что функция  $m(t)$  из уравнения (2.1) соотносится с функцией  $m(t)$  из граничного условия (3.3) к к

$$m(t)_{(2.1)} = -\Pi_{\Omega} D m(t)_{(3.3)},$$

то уравнение (4.3) выполняется.

В случае  $m(t) = m_0$ , учитывая формулу (П 4.1), используем вышеинтегральную формулу (5.6):

$$\iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x} = -\frac{m_0 D \Pi_{\Omega}}{F} (1 - e^{-Ft}).$$

Отсюда легко находится интеграл (5.9):

$$\begin{aligned} & \int_0^t \iint_{\Omega} M(\mathbf{x}; t) d\mathbf{x} d\tau = \\ & = -\int_0^t \left[ \frac{m_0 D \Pi_{\Omega}}{F} (1 - e^{-F\tau}) \right] d\tau = \\ & = \frac{-m_0 D \Pi_{\Omega}}{F} \left[ t - \frac{1}{F} (1 - e^{-Ft}) \right]. \end{aligned}$$

## Solution of Balance Equations for a Model of Fishery Depletion of the Non-Isolated Population

*A.A. Mikheyev*

Sakhalin Research Institute of Fisheries and Oceanography (Yuzhno-Sakhalinsk)

e-mail: alex\_mikheyev@sakhniro.ru

The known class of models of the fishery depletion is enlarged for a case of the non-isolated population. Dynamics of the local open stock under the fishery influence is described using the balance differential equations. A depletion model for the homogeneous-by-space stock is given as a Cauchy task. Its solution was obtained using the method of the constant variation. The analogous model for the heterogeneous-by-space stock is formulated as a Neumann task with non-stationary boundary conditions. A solution of this task was obtained as the source functions.

**Key words:** stock, fishery, depletion models, non-isolated population, boundary-value problem, differential equations.

УДК 597.554.3

**К оценке динамики смертности рыб в эксплуатируемых популяциях (случай селективного рыболовства)****В. Г. Костицын**

Пермское отделение ФГБНУ «ГосНИОРХ» (г. Пермь)

e-mail: kostitsyn.vg@gmail.com

В возрастном спектре анализируются темпы смертности в популяциях рыб, подверженных селективному сетному промыслу (Камское и Воткинское водохранилища). Обнаружено повышение темпов смертности в средних и старших возрастах, и более интенсивно осваиваемых промысловыми орудиями лов. На примере популяции, для которой имеются оценки абсолютной численности (лещ), для модельных возрастных групп показано близкое соответствие коэффициентов смертности, полученных на основе абсолютных и виртуальных численностей.

**Ключевые слова:** рыбы, популяции, водохранилища, промысел, смертность, селективность.

**ВВЕДЕНИЕ**

Оценки темпов смертности является ключевым моментом рыбопромысловых исследований, направленных на изучение динамики численности рыб и прогнозирования допустимых уловов [Никольский, 1965; Бивертон, Холт, 1969; Зоссов, 1970; Бобылин и др., 1984; Рикер, 1979; Бобылин, 2000; Васильев, 2001; Зыков, 2005; Шибев, 2007 и др.]. В зависимости от поставленных задач и характеристик исходных данных в практике могут применяться различные методы оценки смертности, основные из них — анализ возрастной структуры, так и различные популяционные характеристики [Боров, 1918; Бойко, 1964; Гулин, 1969, 1971; Тюрин, 1972; Борисов, 1978; Мелкин, 1983; Бобылин и др., 1984; Третьяк, 2000; Руденко, 1985, 2000; Бандур, Шибев, 1986; Зыков, 1986, 2006; Печников, 1989; Булганов, 2009; Beverton, Holt, 1957; Gundersen, 1980; Pauly, 1980;

Peterson, Wroblewski, 1984; Chen, Watanabe, 1989; Jensen, 1996 и др.]. В меньшей степени распространены способы вычисления коэффициентов смертности путём сравнения запаса и вылова в смежные годы, что является и более трудоёмким, но в ряде случаев позволяет произвести отдельную оценку промысловой и естественной убыли [Гулин, 1971; Шибев, 1987; Костицын, 1995 и др.].

Цель настоящей статьи — исследовать темпы смертности в популяциях длиннокловых рыб, эксплуатируемых на протяжении нескольких десятилетий селективным сетным ловом. Перед вторым стояли задачи: оценить распределение темпов смертности в возрастном и многолетнем спектре, исходя из рыбопромысловых характеристик популяций выявить основные факторы, влияющие на распределение значений коэффициентов в старших возрастах и сравнить оценки смертности, полученные различными методами.



## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Исходными данными послужили размерно-возрастные ряды, полученные в ходе ежегодных ихтиологических исследований на Камском и Воткинском водохранилищах, проводимые в последние десятилетия по общепринятым методам [Чугунов, 1959; Привидин, 1966; Зиновьев, Мандриц, 2003]. Рассматриваемые объекты предельны длиннокловыми популяциями с невысоким темпом роста и созревания, предельный возраст рыб, как правило, не превышает 15 лет. Приводимые биопромысловые показатели рыб в основном характеризуют период трёх последних десятилетий. При анализе возрастных рядов в целях минимизации ошибок, связанных с определениями возрастных усреднённых рыб, из рассмотрения исключены старшие возрастные группы.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

На Камском и Воткинском водохранилищах промысел рыбы осуществляется с момента их освоения (1956 и 1964 гг.), максимальные уловы составили 737 т в первом водоёме (1960 г.) и 684 т (1988 г.) во втором. Основными орудиями лов являются стационарные ствные жерновые сети с преобладающим размером ячеи 65–70 мм (для крупнорыбных видов), в меньшей степени используются сети с шагом ячеи 60 мм и 80–100 мм. Для лов мелкорыбных рыб (чехонь, синец, плотва, густер, окунь и др.) ранее на Камском применялись в основном сети с ячейей от 32 до 36 мм, на Воткинском — от 30 до 34 мм. В последние годы в связи с введением «Промыслов в водоёмах Волжско-Камского рыбохозяйственного бассейна» [2009] и изменением мер регулирования произошло расширение ассортимента сетей по шагу ячеи, в частности изменились промысловые размеры ряда видов (в том числе и лещ промысловых размеров снижен от 30 см до 25 см). Другие орудия лов использовались менее широко на различных этапах: плавные сети на Камском (в основном на верхнем участке для лов леща), донный трал (для лов леща на Воткинском), загоны и ствные ловушки на обоих водоёмах (для лов плотвы, окуня, линя и др.), в опытно-поисковом порядке применялся электротрал в нижней части Камского (в разведочном варианте),

закидные невод из-за засоленности водохранилищ применялись только на некоторых участках, что в итоге дало лишь незначительную часть в общем вылове.

В простейшем случае, если принять тождественность кривых «нселения» и уловов для полностью обловляемых возрастных групп при неселективном промысле, коэффициенты смертности могут оцениваться по показателям численности рыб в уловах в двух различных промежутках жизни особей рассматриваемой популяции [Борнов, 1918; Зосов, 1970]:

$$Z_t = -\ln(N_{t+1} / N_t) \quad (1)$$

В случае, когда на водоёме проводилась специальная оценка абсолютной численности популяции в ряд смежных лет (посредством тралового учёта или другими способами), коэффициенты смертности могут быть рассчитаны более точно по непосредственным изменениям численности рыб в поколениях:

$$Z_{t,x} = \ln(N_{t,x}) - \ln(N_{t+1,x+1}),$$

где  $x$  — год промысла;  $t$  — возраст особей в поколении.

Данным способом осуществлена оценка коэффициентов смертности лещей с использованием показателей тралового учёта за три последовательных года [Костицын, 1992, 1995]. Коэффициенты смертности определялись перебором логарифмов численности каждой пары смежных возрастных групп:

$$Z_{t,x} = \ln(N_{t-1,x} + N_{t,x}) - \ln(N_{t,x+1} + N_{t+1,x+1}). \quad (2)$$

В случае, когда сведения об абсолютной численности отсутствуют, но изучение возрастного состава уловов промыслового объекта проводилось систематически на протяжении периода, равного или большего продолжительности жизни рассматриваемого поколения, оценку смертности можно произвести, используя численность виртуальной популяции как сумму численностей уловов рыб поколения [Зосов, 1970]. Предполагая равномерный характер интенсивности промысла во времени, на основе виртуальных численностей мгновенный коэффициент общей смертности (внешем

случае он условно обозначен  $Z_v$ ) рассчитывается по величине  $Z_v$  зности лог-рифмов численности виртуальной популяции, которую он имеет в конце года  $t$  (которая  $Z_v$  численности в начале следующего года), и численности виртуальной популяции в начале года  $t$ :

$$Z_v = \ln V_t - \ln V_{t+1}$$

Для оценки  $Z_v$  могут быть использованы биопромысловые ряды и блужданий, включающие состав промысловых уловов и средние веса по возрастным группам, что является составной частью когортных методов [Терещенко, 1917; Держвин, 1922; Бойко, 1964; Зосов, 1970; Рикер, 1979; Бобын и др., 1984; Васильев, 2001; Шибев, 2007; Fry, 1949; Murphy, 1965; Schumacher, 1970; Pore, 1972 и др.]. Мгновенные коэффициенты смертности в данном случае могут быть рассчитаны из соотношения:

$$Z_{vt,x} = -\ln(V_{t+1,x+1} / V_{t,x}); \quad (3)$$

$$V_{t,x} = C_{t,x} + C_{t+1,x+1} + \dots + C_{u,z},$$

где  $Z_v$  — мгновенный коэффициент общей смертности;  $V$  — виртуальная численность рыб;  $C_{t,x}$  — численность рыб в промысловом улове в возрасте  $t$  в год исследований  $x$ .

**Лещ** (*Abramis brama*) — лимнофильный эврибионтный вид, довольно быстро сформированный промысловое стадо в Камском водохранилище (максимальный улов достигнут в 13-м году после его обрешения — 314 т)

и значительно медленнее в нижесположенном Воткинском, где в 23-м году существования водоема составлял менее 1/5 общего вылова и лишь в 25-м году занял первое место в уловах после чехони, когда вылов лещей достиг 267 т. В Камском лещ является основной промысловой рыбой, составляющей до 3/4 и более годового улова. Для популяций лещей характерна сложновозрастная структура с невысоким индивидуальным темпом роста (2–4 см в год) и поздним половым созреванием (в 7–12 лет). Отличительным свойством популяции является наличие в уловах рыб старших возрастов — максимальный возраст в Камском водохранилище равен 22–24 (26) лет, в Воткинском — 16–20 (до 23) лет, предельные размеры в том и другом достигают 51–52 см, масса — более 3,5 кг. В уловах преобладают рыбы в возрасте 7–12 лет (Камское) и 6–11 лет (Воткинское). В Камском водохранилище с мки лещей в массе (50% и более) созревают в возрасте 9+ лет (30–32 см), с мцы — в 8+ лет (29–30 см), в Воткинском с мцы созревают в 6–7 лет (30–33 см), с мки — в 7–8 лет (32–35 см).

Мгновенные коэффициенты общей смертности ( $Z_v$ ), рассчитанные с помощью тролового учета в 1989–1991 гг. (рис. 1, А) [Костицын, 1992, 1995], имели максимальные значения в младших возрастных популяциях, снижались к возрасту полового созревания, затем повышались с началом промысловой убыли, после ослабления которой понижались в 16–18 лет и вновь повышались с старших возрастов

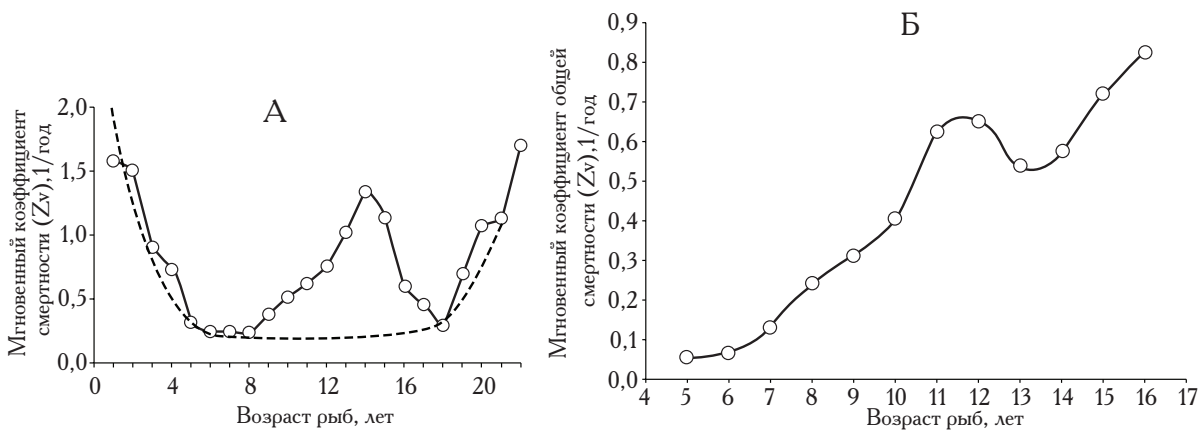


Рис. 1. Коэффициенты смертности лещей, рассчитанные по индексам абсолютной (А, трала) и виртуальной численности (Б, сети). Пунктир — естественная смертность

т х под воздействием естественных причин, последнее подчинено общей закономерности возрастной динамики смертности в популяциях рыб [Северцов, 1941; Тюрин, 1972; Рикер, 1979; Шибев, 2007 и др.].

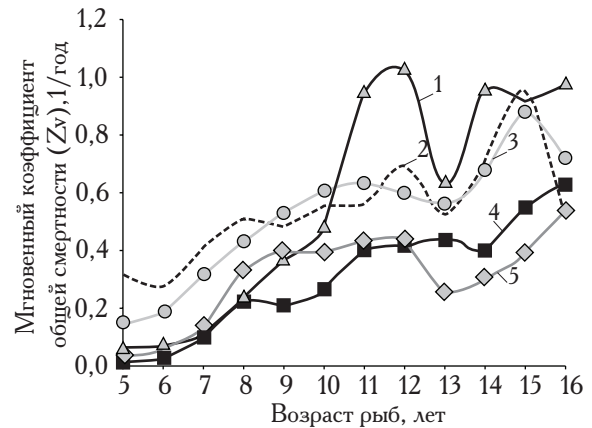
Кривая коэффициентов смертности, рассчитанных на основе виртуальных численностей ( $Z_v$ ), характеризует возрастную восходящую ветвь, начиная с возраста вступления рыб в промысел (рис. 1, Б). Наряду с этим в возрастных группах 10–13 лет наблюдается пик  $Z_v$ , обусловленный воздействием селективных свойств промысловых орудий лова (см. рис. 1, Б).

Сравнение оценок смертности, рассчитанных различными способами, показывает, что использованные виртуальные и абсолютные численности для модельных возрастных групп дают близкие результаты (табл. 1).

Оценки  $Z_v$  во времени позволили получить кривые мгновенных коэффициентов общей смертности для пяти периодов промысла (рис. 2), при этом наблюдается тесная корреляция мгновенного коэффициента общей смертности со степенью промысловой эксплуатации популяции. Наиболее высокие значения  $Z_v$  характерны для периода массового использования популяции в конце 1980-х — начале 1990-х гг. ( $Z_v = 0,65$ ), и меньшие пришлось наблюдать при подъеме численности популяции и низких уловах в конце 1970-х — начале 1980-х гг. ( $Z_v = 0,36–0,37$ ), средние и более высокие значения характерны для фазы популяционного спада в конце 1990-х — первой половины 2000-х гг. ( $Z_v = 0,58$ ) и рост численности популяции в последнее пятилетие ( $Z_v = 0,62$ ) (рис. 3).

**Таблица 1.** Оценка мгновенного коэффициента общей смертности, полученная тремя способами

| Показатель   | Способ оценки $Z$ |            |              |
|--|-------------------|------------|--------------|
|  | $Z$ по (1)        | $Z$ по (2) | $Z_v$ по (3) |
| Оценка общей смертности в модельной возрастной группе (11 лет) | 0,61              | 0,62       | 0,62         |
| Среднее значение общей смертности (8–12 лет)                   |                   | 0,45       | 0,46         |



**Рис. 2.** Мгновенные коэффициенты общей смертности лещей в Каспийском водохранилище по периодам: 1 — 1971–1978 гг. (ср.  $Z_v = 0,37$ ); 2 — 1979–1987 гг. ( $Z_v = 0,36$ ); 3 — 1988–1996 гг. ( $Z_v = 0,70$ ); 4 — 1997–2005 гг. ( $Z_v = 0,61$ ); 5 — 2006–2011 гг. ( $Z_v = 0,62$ )

Кривая с наиболее высоким пиком характеризует 1988–1996 гг., когда в водоеме активно применялся плечной лов, являющийся традиционным видом промысла, которым в отдельные годы в преле Каспийского водохранилища добывалось до четверти годового вылова лещей [Костицын, 2001]. В плечном лове в те годы использовались плечные сети с шагом ячеи 70 мм, которые отбирали лещей длиной 30–35 см в возрасте 10–13 лет.

В многолетнем спектре кривых коэффициентов смертности лещей обнаруживаются циклические изменения с тенденцией к росту  $Z_v$  в последние десятилетия (см. рис. 3). Подобные циклические изменения  $Z_v$  по периодам промысла, по мнению некоторых исследователей, уже сами по себе косвенно свидетельствуют об увеличении промысловой нагрузки в водоеме [Засосов, 1970].

**Судак** (*Sander lucioperca*) — крупный прирусловой хищник, постепенно сформировавшийся промысловый объект в условиях малочисленности пищевых конкурентов и глубоководных участков водохранилища. Максимальные уловы судака были достигнуты в 1963 г. в Каспийском (46,8 т, до 14,4% в отдельные годы) и Воткинском (28 т, 9,5%). Предельный возраст судака равен 15+ годам в первом водоеме, и 16+ во втором. В том и другом водоеме в младших возрастных группах доля самцов выше, чем самок, в возрасте 6+ и старше возрастает

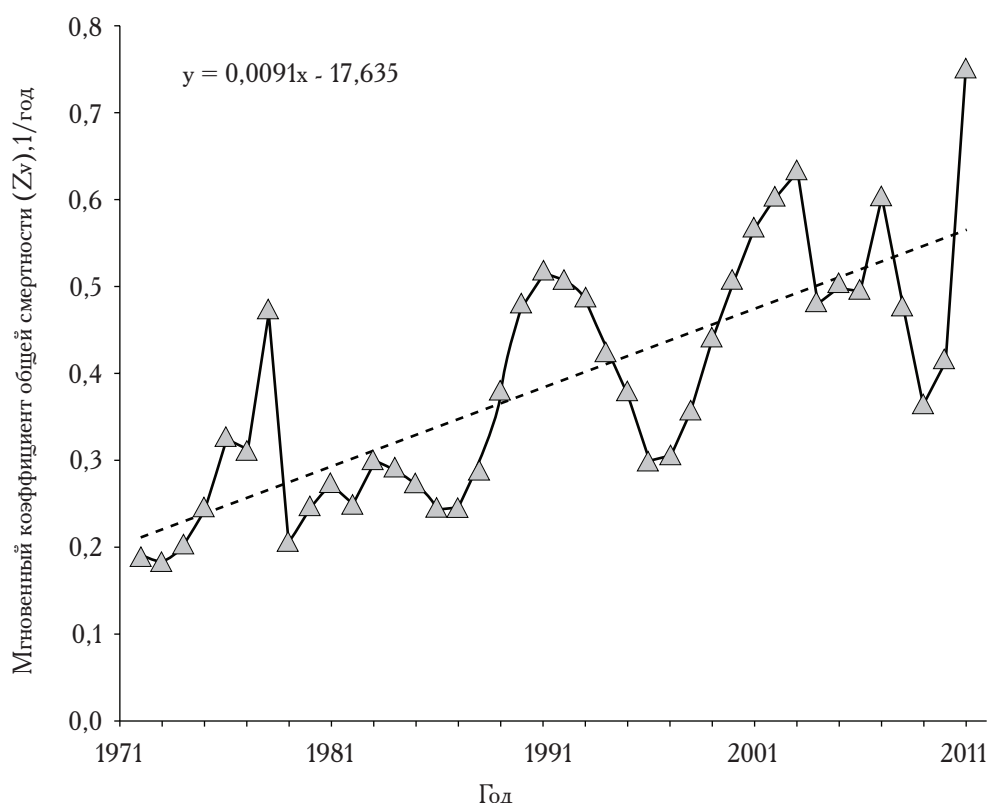


Рис.3. Многолетняя динамика коэффициентов смертности лещ в Каспийском водохранилище

доля с мокрым. Возраст микроскопического полового созревания с морями 5+ в Каспийском и 4+ в Волжском.

Возрастная структура значений коэффициентов смертности судака в Каспийском водохранилище обнаруживает два пика: первый пришелся на возраст 8 лет, второй — на 10 (рис. 4). Анализ данных о темпах созревания рыб и селективности ственных сетей, применяемых для ловушки судака, показывает, что первое увеличение  $Z_v$  может быть объяснено посленерестовым стрессом и в наибольшей мере относится к естественной смертности, тогда как последующий рост  $Z_v$  обусловлен воздействием селективных орудий лова и большей частью должен быть отнесен на счет промысловой смертности.

Анализ структуры темпов роста коэффициента общей смертности судака по периодам промысла свидетельствует об увеличении  $Z_v$  на протяжении последних трех десятилетий (рис. 5). Высокий рост данного коэффициента наблюдается в значительной мере формирования популяции, когда численность судака в водо-

хранилище был низок. К первой половине 1980-х гг.  $Z_v$  снизился, что было обусловлено ростом численности судака в водохранилище и следствием освоением элеваторного промысла в условиях реорганизации производственной базы Пермского рыбокомбината в те годы [Кости-

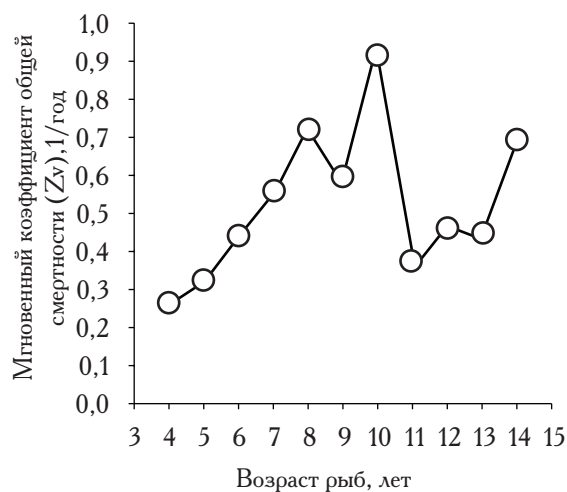


Рис. 4. Возрастная динамика мгновенного коэффициента общей смертности судака в Каспийском водохранилище (для периода 1979–2011 гг.)

цын, 1992, 1995]. Впоследствии коэффициенты смертности судак существенно колебались по годам, при этом не было отмечено увеличение амплитуды колебаний в последние десятилетия в зависимости от численности поколений и применяемой на водоеме промысловой добычи (рис. 5).

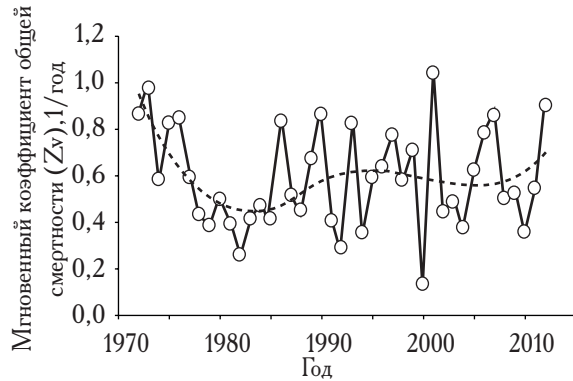


Рис. 5. Динамика темпов смертности судака в Кемском водохранилище

В Воткинском водохранилище при анализе возрастной структуры распределения темпов смертности судака в средней части возрастной ряд обнаружился пик, приходящийся на 7–8 лет, которые являются модальными возрастными группами в промысловых уловах (рис. 6).

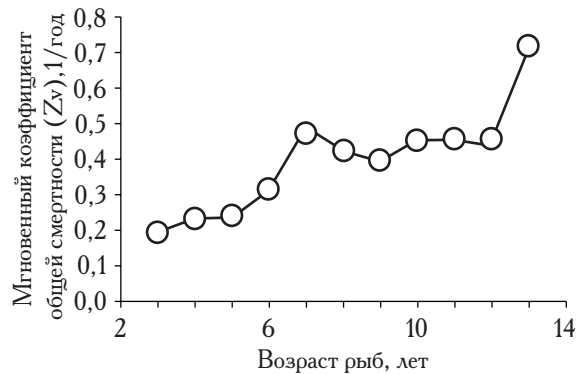


Рис. 6. Возрастная динамика мгновенного коэффициента общей смертности судака в Воткинском водохранилище

**Щук** (*Esox lucius*) — хищник прибрежной зоны, достигший всплеску численности и началных этапов формирования кемских водохранилищ, который проявился в меньшей степени в Воткинском (уловы щуки достигли

150 т на 5-м году после захода, доля в общем вылове 46%), чем в других водохранилищах, в том числе в Кемском, где максимум уловов щуки получен на 4-м году после захода (394,9 т, 64,6% общего вылова).

Предельный возраст щуки в Кемском водохранилище равен 17 годам, в Воткинском — 15 лет, длина 108 см, вес — 12,5 кг. Самцы созревают на 3-м году жизни по достижении длины свыше 30 см, самки — на год позднее. Самцы щуки по численности преобладают в младших возрастных группах (2+ — 3+), составляя 52,4–52,9% от всех рыб в Воткинском, самки щуки обычно крупнее самцов, преобладают в популяции в возрастной группе 4+ и старше (50,5% и более).

При анализе возрастной структуры распределения коэффициентов смертности щуки обнаружен пик, приходящийся на модальные возрастные группы в уловах (4–7 лет). В более старших возрастных группах, когда воздействие орудий лова на рыб ослабевает, происходит некоторое снижение темпов смертности, их увеличение вновь наблюдается в старших возрастных группах — уже под воздействием естественных причин (рис. 7).

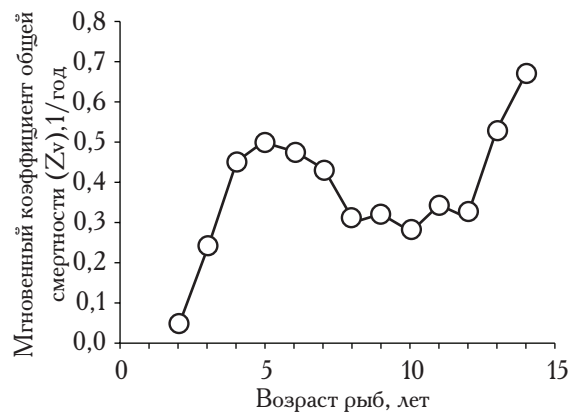
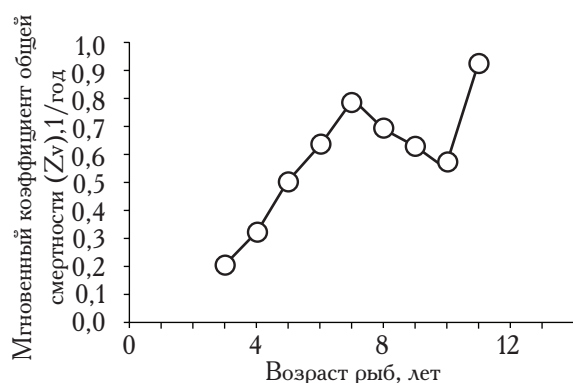


Рис. 7. Возрастная динамика мгновенного коэффициента общей смертности щуки в Кемском водохранилище

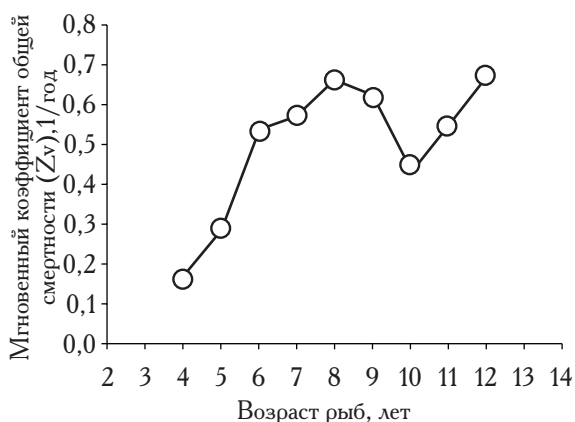
В Воткинском водохранилище наблюдается логичное распределение коэффициентов смертности у щуки с увеличением возраста, с тем отличием, что максимум кривой приходится на более старшие возрастные группы (6–8 лет) (рис. 8), что обусловлено применением при промысле расширенного набора сетей по яче



**Рис. 8.** Возрастной ход мгновенного коэффициента смертности щуки в Воткинском водохранилище

(в лову используются как крупноячеинные, так и мелкоячеинные сети). Максимальный  $Z_v$  приходится на возраст 7 лет, в котором рыбы в наибольшей степени предельны в сетных уловах. К 10 годам происходит снижение темпов смертности и их последующий рост в старших возрастных под влиянием естественной смертности.

**Синец** (*Abramis ballerus*) — единственный в карпских водохранилищах облигатный планктофаг рода *Abramis*. Предельный возраст синца в Карпском водохранилище равен 14+, длина — 35 см, масса — 720 г и более. Возраст массового полового созревания синца в последние десятилетия снизился и сейчас приходится на 4–5 лет. Максимальный улов составил 23,1 т (1993 г.), доля в уловах достигла 6,6% (2000 г.). Синец при промысле



**Рис. 9.** Возрастной ход мгновенного коэффициента смертности синца в Карпском водохранилище (для периода 1979–2011 гг.)

используется с сетями с ячейей 36–45 мм, основу уловов составляют 5–9-годовики.

Анализ возрастного распределения коэффициентов смертности синца (рис. 9) свидетельствует о наличии отчетливо выраженного максимума, приходящегося на возрастные группы 6–9 лет, которые являются модальными в промысловых орудиях лова. В возрасте 10 лет происходит снижение  $Z_v$  и последующее его увеличение в старших возрастных под воздействием естественных причин.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Влияние селективных свойств орудий лова на структуру обловляемых популяций рыб ранее исследовано на эмпирическом уровне [Никольский, 1958, 1961, 1975; Пушкин, 1963; Борисов, 1978 и др.], также при моделировании динамики эксплуатируемого стада [Трещев, 1974; Шибев, 1986, 2007 и др.]. В то же время в литературе практически отсутствуют факты о непосредственном влиянии селективного промысла на характер смертности рыб в эксплуатируемых популяциях и изменения коэффициентов смертности в возрастном и многолетнем спектах.

Как показывает пример карпских популяций, при продолжительном использовании однотипного набора орудий лова промысел оказывает существенное влияние на структуру популяций рыб и в конечном итоге на коэффициенты смертности, обуславливая их повышение в интенсивно обловляемых возрастных группах.

Подводя итоги анализа возрастного распределения коэффициентов смертности, следует сделать вывод о более интенсивном влиянии селективных свойств орудий лова на популяции в Карпском водохранилище по сравнению с Воткинским. Главным образом это обусловлено узким ассортиментом применяемых орудий лова (по ячейе) и первым водоемом, высокой интенсивностью промысла, низкими темпами роста и созревания рыб, также более длинным возрастным рядом популяций.

Коэффициенты смертности в популяциях варьируют по периодам промысла, причём у леща и судака обнаружен циклический характер временной динамики  $Z_v$ , что само по себе может указывать на рост интенсивности промысла. В целом у основных видов проя-

вилась тенденция увеличения коэффициентов смертности в последние десятилетия, что связано с развитием рыболовства.

Коэффициенты смертности в эксплуатируемых популяциях варьируют в зависимости от величины применяемой промысловой нагрузки и флуктуаций численности поколений. Анализ изменений коэффициентов смертности у лещей, судков и щуки по периодам промысла свидетельствует о том, что и более высокие значения  $Z_V$  приходились на периоды снижения численности популяции, в то время как и более низкие — на периоды роста и популяционного максимума.

Выявленный характер динамики смертности в некоторых случаях позволяет произвести оценку естественной смертности в эксплуатируемых возрастных. В тех случаях, когда известно, что повышение темпов смертности обусловлено селективными свойствами применяемых орудий лова, путём экстраполяции значений коэффициентов можно ориентировочно оценить уровень естественной смертности.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ.** В популяциях рыб промысловых водоохранных, подверженных селективному сетному лову, происходит повышение коэффициентов смертности в старших возрастных. Селективность промысла, при продолжительном использовании однотипных орудий лова, оказывает влияние на структуру популяций рыб и на коэффициенты смертности, в наибольшей степени обуславливая повышение  $Z_V$  в интенсивно эксплуатируемых возрастных группах.

В последние десятилетия среди коммерческих видов рыб наблюдается тенденция роста коэффициентов смертности, что обусловлено увеличением количества рыбков и сетей в водоёме. Рост рыболовных усилий обуславливает циклический характер динамики  $Z_V$ , что отчетливо прослеживается на примере лещей и судков.

При резких колебаниях популяции по периодам промысла наблюдается увеличение  $Z_V$  в фазе снижения численности, и уменьшение коэффициента смертности в фазе роста численности промыслового стада.

Мгновенный коэффициент общей смертности, рассчитанный на основе виртуальных численностей ( $Z_V$ ), приемлемо описывает динамику смертности в возрастном и многолетнем спектре в том случае, если промысел в водо-

ёме достиг точно интенсивен. Сравнение оценок коэффициентов смертности, полученных на основе виртуальной и фактической численностей, определённых траловым учётом, показывает их близкое соответствие для модельных возрастных групп.

Характеристик  $Z_V$  может применяться в практических целях при исследовании популяций, в которых промысловая убыль является существенной.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Бобылин В.К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). М.: Изд-во ВНИРО. 192 с.
- Бобылин В.К., Булгаков Т.И., Бородин Р.Г., Ефимов Ю.Н. 1984. Применение математических методов и моделей для оценки запасов рыб. Методические рекомендации. М.: Изд-во ВНИРО. 155 с.
- Борнов Ф.И. 1918. К вопросу о биологических основах рыбного хозяйства // Изв. отд. рыбоводн. и рыб. учн. — пром. иссл. 1 (2). С. 84—128.
- Бивертон Р., Холт С. 1969. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищевая промышленность. 248 с.
- Бойко Е.Г. 1964. К оценке естественной смертности зовского судка // Тр. ВНИРО. Т. 50. С. 143—161.
- Борисов В.М. 1978. Селекционное влияние промысла на структуру популяции длинноциклового рыб // Вопросы ихтиологии. Т. 18. Вып. 6. С. 1010—1019.
- Булгаков Т.И. 2009. Регулирование многовидового рыболовства на основе математического моделирования. М.: Изд-во ВНИРО. 252 с.
- Вильев Д.А. 2001. Когортные модели и анализ промысловых биоресурсов при дефиците информационного обеспечения. М.: Изд-во ВНИРО. 110 с.
- Гулин В.В. 1969. Половая дифференциация коэффициентов естественной смертности и соотношение половозрелых самцов и самок в различных возрастных группах промыслового стада рыб // Изв. ГосНИОРХ. Т. 65. С. 71.
- Гулин В.В. 1971. Теоретическое обоснование и практические разработки методов оценки общей, промысловой и естественной смертности у рыб // Изв. ГосНИОРХ. Вып. 73. С. 239—251.
- Держвин А.Н. 1922. Севрюг *Acipenser stellatus*: биологический очерк // Изв. Бюро кинск. ихтиол. л. бор. Т. 1. 393 с.
- Зосов А.В. 1970. Теоретические основы рыболовства. М.: Пищевая промышленность. 291 с.
- Зиновьев Е.А., Мандриц С.А. 2003. Методы исследования пресноводных рыб. Пермь: Пермский ун-т. 113 с.

- Зыков Л.А. 2005. Биоэкологические спектры теории естественной смертности рыб. Астрахань: Изд-во Астрах. ун-та. 373 с.
- Костицын В.Г. 1992. Оценка запасов и промысловой эксплуатации лещей в Каспийском водохранилище // Биологические ресурсы каспийских водохранилищ и их использование. Межвуз. сб. науч. тр. Пермь: Пермский ун-т. С. 54–67.
- Костицын В.Г. 1995. Оценка темпов естественной смертности в эксплуатируемой популяции лещей *Abramis brama* с нестационарным уровнем пополнения // Вопросы ихтиологии. Т. 35. № 5. С. 586.
- Костицын В.Г. 2001. Влияние планктона на рыбные запасы и его регулирования в фазе снижения численности // Рыбные ресурсы Каспийско-Уральского региона и их рациональное использование. Пермь: Пермский ун-т. С. 73–77.
- Малкин Е.М. 1983. Эмпирический анализ основных теоретических методов оценки смертности рыб // Вопросы ихтиологии. Т. 23. Вып. 3. С. 381–395.
- Никольский Г.В. 1958. О влиянии выловов на структуру популяции промысловой рыбы // Зоол. журн. Т. 37. Вып. 1. С. 41–56.
- Никольский Г.В. 1961. О некоторых закономерностях воздействия рыболовства на структуру популяции и свойств особей облова в промысловой рыбе // Тр. Совещания по динамике численности рыб. С. 21–23.
- Никольский Г.В. 1965. Теория динамики рыб. М.: Наука. 376 с.
- Никольский Г.В. 1975. О генетических спектрах селективности рыболовства // Вопросы биологии. Томск: Изд-во Томского ун-та. С. 65–70.
- Печников А.С. 1989. Анализ метода П.В. Тюрина для определения коэффициентов смертности промысловых рыб и возможности его формализации // Сб. науч. тр. ГосНИОРХ. Вып. 291. С. 28–43.
- Провдин И.Ф. 1966. Руководство по изучению рыб (преимущественно пресноводных). М.: Пищевая промышленность. 375 с.
- Пушкин Ю.А. 1963. О селективном действии рыбных сетей в условиях Каспийского водохранилища // Изв. ЕНИ. Пермь: Пермский ун-т. Т. 14. Вып. 6. С. 115–118.
- Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпретация биологических показателей телей популяций рыб. М.: Пищевая промышленность. 408 с.
- Северцов С.А. 1941. Динамика населения и приспособительная эволюция животных. М.: Изд-во АН СССР. 315 с.
- Тереженко К.К. 1917. Лещ (*Abramis brama*, L.) Каспийско-Волжского региона, его промысел и биология // Тр. Астрах. ихтиол. лабор., 4 (2). С. 1–159.
- Третьяк В.И. 2000. Моделирование мгновенных коэффициентов естественной смертности рыб в зависимости от возраста (на примере северо-восточной арктической трески *Gadus morhua*, L.). Автореф. дисс. канд. биол. наук. Мурманск: ВНИРО. 18 с.
- Трещев А.И. 1974. Научные основы селективного рыболовства. М.: Пищевая промышленность. 448 с.
- Тюрин П.В. 1972. «Нормальные» кривые переживания и темпов естественной смертности рыб как основы регулирования рыболовства // Изв. ГосНИОРХ. Т. 71. С. 71–127.
- Чугунов Н.И. 1959. Руководство по изучению возрастных и ростовых рыб. М.: Изд-во АН СССР. 164 с.
- Шибев С.В. 2007. Промысловая ихтиология. СПб: Проспект науки. 400 с.
- Beverton R.J.H., Holt S.J. 1957. On the Dynamics of Exploited Fish Populations // Fish. Invest. London. Ser. II. 19. 533 p.
- Chen S., Watanabe S. 1989. Age Dependence of Natural Mortality Coefficient in Fish Populations Dynamics // Nippon Suisan Gakkaishi. № 55. P. 205–208.
- Fry F.E.J. 1949. Statistics of a Lake Trout Fishery // Biometrics. № 5. P. 27–67.
- Jensen A.L. 1996. Beverton and Holt Life History Invariants Result from Optimal Tradeoff of Reproduction and Survival // Can. J. Fish. Aquat. Sci. № 53. P. 820–822.
- Gunderson D.R. 1980. Using rK Selection Theory to Predict Natural Mortality // Can. J. Fish. Aquat. Sci. № 37. P. 2266–2271.
- Murphy G.I. 1965. A Solution of the Catch Equation // J. Fish. Res. Board Can. № 22 (1). P. 191–202.
- Pauly D. 1980. On the Interrelationships between Natural Mortality, Growth Parameters, and Mean Environmental Temperature in 175 Fish Stocks // J. Cons. Int. Explor. Mer. № 39. P. 175–192.
- Peterson I., Wroblewski J.S. 1984. Mortality Rate of Fishes in the Pelagic Ecosystem // Can. J. Fish. Aquat. Sci. № 41. P. 1117–1120.
- Pope J.G. 1972. An Investigation of the Accuracy of Virtual Population Analysis Using Cohort Analysis // ICNAF, Res. Bull. V. 9. P. 65–74.
- Schumacher A. 1970. Bestimmung der fischereilichen Sterblichkeit beim Kabeljaubenstand vor Westgrönland // Ber. Dtsch. Komm. Meeresforsch. 21 (1–4). P. 284–259.



## **Assessment of the Dynamics of Fish Mortality in Exploited Populations (Cases of Selective Fisheries)**

*V. G. Kostitsyn*

Perm department «GosNIORKh» (Perm)  
e-mail: kostitsyn.vg@gmail.com

Dynamics of mortality estimates in fish populations exposed to selective fishing netting (Kama and Votkinsk reservoirs) is analysed. It is found that mortality rates increase in middle and older age groups which are fished most strongly. On the example of a population for which there are estimates of absolute abundance (bream), near correspondence of mortality rates obtained on the basis of absolute abundance and by virtual calculations for modal age groups is demonstrated.

**Key words:** fish, populations, reservoirs, fishing, mortality, selectivity.

УДК 639.2.053.7

## Методический подход к определению совокупного допустимого улова рыб м лых водоёмов

В. А. Шуловский<sup>1</sup>, С. С. Мосияш<sup>2</sup>

<sup>1</sup> ФГБНУ «ГосНИОРХ» (г. Санкт-Петербург)

<sup>2</sup> Саратовское отделение ФГБНУ «ГосНИОРХ» (г. Саратов)

e-mail: niorh@niorh.ru

На примере однотипных м лых водоёмов степной зоны Саратовского З волжья показан один из возможных методических подходов к обоснованию допустимого улова рыбы, базирующийся на многовариантной оценке потенциальной рыбопродуктивности.

**Ключевые слова:** м лые водоёмы, ихтиомасса, рыбопродуктивность, минимизация риска, общий допустимый улов.

### ВВЕДЕНИЕ

До недавнего времени обоснование «общего допустимого улова /возможного вылова» (ОДУ/ВВ) традиционно выполнялось в основном для наиболее крупных внутренних пресноводных водоёмов, имеющих важное рыбохозяйственное значение в регионе. Однако в условиях развития рыночных отношений и предпринимательства круг используемых промыслом водоёмов неуклонно расширяется. Находят освоения мелкие водоёмы, ранее не облавляемые промыслом или облавляемые эпизодически. В силу многочисленности и м лых размеров таких водоёмов, применение для них общепринятых методических подходов к обоснованию ОДУ/ВВ в значительной степени затруднено и зачастую нерентабельно. В этой связи при проведении ресурсных исследований на группе однотипных водоёмов рекомендуют использовать следующий принцип, при котором результаты изучения одно-

го водоёма экстраполируются на всю группу [Сечин и др., 2006]. При дефиците информации возможен также подход, заключающийся в эмпирической оценке минимально возможных значений ихтиомассы, что и является основой для прогноза ОДУ/ВВ.

Видовой состав рыбного населения, следовательно, и уловов в большинстве м лых водоёмов средней полосы складывается из ограниченного числа видов, наиболее массовыми и ценными из которых являются щука, плотва, окунь, карась. Иногда к ним добавляется, как правило, тугорослый лещ. На ограниченной территории одного региона и в пределах одной природно-климатической зоны, практически все м лые водоёмы можно считать экологически однотипными. В этой связи для них может быть применён упрощённый методический подход к обоснованию общих допустимых уловов. Использование подобного подхода, объединяющего принцип логичности с эмпирической

оценкой потенциальной рыбопродуктивности, причем на примере мых водоемов степной зоны Саратовского Э волжья.

Клим водоем м у к з нного регион относятся искусственные водоемы (пруды и мелкие водохранилища), обр зов нные н ряде степных м лых рек. Они используются главным образом для ирриг ции и местного водоснабжения и ч стично в рыбохозяйственных целях. Основным естественным источником их питания (до 97–100%) являются т лые воды. Э регулятивные рек плотинами преследует целью создание з п сов воды, поскольку в естественных условиях эти реки проточны только в период весеннего половодья. В ост льное время года многие реки представляют собой систему р зр ниченных сухими перек т ми неглубоких плесов, которые можно р ссм трив ть к к отдельные временные водоемы.

Офици льно з регистрированный промысловый вылов рыбы н водоемах Э волжья з последнее десятилетие возрос в 3–4 р з . Э этот же период при относительно постоянном числе рыб ков, количество применяемых н лову сетей увеличилось в 2–3 р з , общ я площ дь обл влив емых водоемов — н 20–25%. В н стоящее время промысел ведется н водной площ ди более 32 тыс. га , промыслов я рыбопродуктивность достиг ет 7–8 кг/га .

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДИКА

Суть пред лемого методического подхода заключается в том, что оценка потенциальной рыбопродуктивности водоемов производится с использованием нескольких соответствующих методик, опис нных в литературе. Т к я многовариантная оценка вносит существенную неопределенность, но одновременно позволяет значительно снизить риск перелов . В целях минимиз ции возможного риска обоснование допустимых уловов в д льнейшем базируется н минимальной из оценочных величин.

Ниже изложены варианты оценки с использованием р зных методических приемов.

1. *Использование зон льной шка лы рыбопродуктивности.* Основ нии н лиз м тери лов по ихтиом ссе 359 водоемов Европы и Северной Америки построен шка л -т блец естественной рыбопродуктивности водоемов

р зных природно-клим тических зон [Кит ев, 1984]. В соответствии с этой шка лой средние величины ихтиом ссы в водоемах степной зоны составляют 294–350 кг/га , естественной рыбопродукции — 260–290 кг/га .

Для ст бильного промысла, не ведущего к снижению рыбных з п сов, допустимый вылов должен составлять около 50% годового прироста ихтиом ссы выживших рыб. В свою очередь, годовой прирост ихтиом ссы выживших рыб колеблется в пределах 46–64% от ихтиом ссы [Руденко, 1986]. Отсюда , величин допустимого улова в среднем должны составлять 23–32% от ихтиом ссы.

Приним я, что в р ссм трив емых н ми водоемах степной зоны ихтиом сс в среднем составляет 300 кг/га , допустимый вылов в д нном варианте оценивается величиной в пределах 69–96 кг/га или в среднем — 83 кг/га .

2. *Использование индекса температурных условий.* Оценка выполнена по эмпирической формуле, предложенной Л. В. Широковым [1984] н основ нии статистической обработки данных по 250 озерам и водохранилищам, расположенным во всех регионах бывшего СССР:

$$P = -27,0 + 14,5t, \quad (1)$$

где  $P$  — величин промысловой рыбопродукции, кг/га ;  $t$  — индекс температурных условий, выр женный через преобразованные температурные коэффициенты Крота . К р -т -схем р спределения температурного индекса по территории бывшего СССР приводится в ук з нной р боте. Исходя из её д нных, значение  $t$  для водоемов Саратовского Э волжья н ходится в интервале 9–10.

Оцененн я по формуле (1) потенциально возможн я величин промысловой рыбопродукции в водоемах р ссм трив емого региона составляет 103–118 кг/га , при мод льном значении — 110 кг/га .

3. *Использование морфоэда физического индекса .* Метод оценки основ н н уст новленной з висимости [Ryder, 1965] вылова рыбы в водоемах умеренного пояса от т к н зыв емого морфоэда физического индекса (МЭИ), под которым поним ется отношение общей минерализ ции воды к средней глубине водоема .

Формула, отражающая эту зависимость в метрической системе мер, имеет следующий вид:

$$P = 2 (S_i/z)^{0,5}, \quad (2)$$

где  $P$  — величина вылов (промысловой рыбопродукции), кг/г;  $S_i$  — общая минерализация, мг/дм<sup>2</sup>;  $z$  — средняя глубина водоёма, м.

Имеющиеся в нашем распоряжении данные позволили произвести оценку возможного вылова рыбы по формуле (2) в шести малых водохранилищах на территории Саратовского Эвразья. Оцененная величина потенциальной промысловой рыбопродукции колеблется от 19 до 34 кг/г, составляя в среднем около 25 кг/г.

4. На основе данных по уровню рзвития кормовой базы. Метод впервые предложен П. Л. Пирожниковым [1932] и нашёл широкое применение в ряде нормативно-методических рыбохозяйственных документов, посвященных оценке ущерба, наносимого рыбным промыслом в результате той или иной хозяйственной деятельности.

Рзчёт возможной рыбопродукции производится по формуле:

$$N = n \cdot W \cdot (P/B) \cdot (1/K_2) \cdot K_3 \cdot 10^{-6}, \quad (3)$$

где  $N$  — величина рыбопродукции, т;  $n$  — средняя биомасса зоопланктона (г/м<sup>3</sup>) или зообентоса (г/м<sup>2</sup>);  $W$  — площадь (для зообентоса, м<sup>2</sup>) или объём (для зоопланктона, м<sup>3</sup>) водоёма;  $P/B$  — коэффициент для перевода биомассы кормовых организмов в их продукцию;  $K_2$  — кормовой коэффициент для перевода продукции кормовых организмов в рыбопродукцию;  $K_3$  — поправительный коэффициент предельно возможного использования кормов рыбой;  $10^{-6}$  — множитель для пересчёта единиц измерения (граммов в тонны).

Для расчётов использованы следующие значения коэффициентов:  $P/B = 30$  для зоопланктона и 4 для зообентоса;  $K_2 = 10$  для зоопланктона и 20 для зообентоса;  $K_3 = 0,8$  для всех типов кормовых организмов.

Оцененная данным методом величина естественной рыбопродукции водоёмов Саратовского региона составляет 82 кг/г. Принимая, что отношение продукции к ихтиомассе в водоёмах умеренной климатической зоны близко к 1 [Китев, 1984], допуская, что величина ихтиомассы не ходится на уровне рыбопродукции, т.е. около 80 кг/г. Как было сказано выше, величина допустимого улова в среднем должен составлять 23–32% от ихтиомассы. Отсюда, допустимый вылов оценен в расчёте 19–26 кг/г или в среднем 22 кг/г.

#### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Результаты всех вариантов оценки возможной промысловой рыбопродуктивности водоёмов региона приведены в табл. 1, из которой следует, что расброс средних оценочных величин составляет от 22 до 110 кг/г. Учитывая принцип минимизации возможного риска, при определении общих допустимых уловов следует ориентироваться на нижнюю границу диапазонов. В нашем случае оценка по кормовой базе. В свою очередь, по этой позиции в качестве расчётной принимается величина минимума пределов колебаний — 19 кг/г.

Суммарная площадь Саратовских водоёмов, в которых ведётся рыбный промысел, составляет 32,6 тыс. г. Отсюда следует, что при усреднённой и допустимой промысловой продуктивности 19 кг/г, в ловля величина ОДУ/ВВ может составлять 620 т.

Таблица 1. Результаты оценки потенциальной промысловой рыбопродуктивности водоёмов

| Метод оценки рыбопродукции            | Пределы колебания оцененных величин, кг/г |          | Средние значения величин, кг/г |
|---------------------------------------|---|----------|--------------------------------|
|                                       | Минимум                                   | Максимум |                                |
| По зональной шкале рыбопродуктивности | 69  | 96       | 83                             |
| По индексу температурных условий      | 103                                       | 118      | 110                            |
| По морфоэкологическому индексу        | 19  | 34       | 25                             |
| По кормовой базе                      | 19  | 26       | 22                             |

**Т блиц 2.** Видовой сост в допустимого улов в водоём х С р товского З волжья

| Виды рыб     | Сост в уловов |   | Р счётн я величин ОДУ/ВВ, т | Р эм х ст тистически возможных колеб ний ОДУ/ВВ, т | Скорректиров нн я величин ОДУ/ВВ, т |
|--------------|---------------|---|-----------------------------|--|-------------------------------------|
|              | Средний, %    | Возможные ст тистические колеб ния, % от среднего |                             |  |                                     |
| Лещ          | 11,9          | 34,9  | 73,6                        | 25,7   | 74                                  |
| Суд к        | 3,9           | 63,1  | 24,2                        | 15,3   | 24                                  |
| Щук          | 13,1          | 37,8  | 81,1                        | 30,7   | 80                                  |
| Сом          | 0,2           | 71,9  | 0,9                         | 0,7  | 1                                   |
| Жерех        | 0,1           | 124,4   | 0,5                         | 0,6  | 1                                   |
| С з н (к рп) | 4,3           | 22,8  | 26,5                        | 6,1  | 26                                  |
| Берш         | 0,3           | 167,1   | 1,7                         | 2,9  | 2                                   |
| Н лим        | < 0,1         | 155,3   | 0,3                         | 0,4  | 1                                   |
| Язь          | 1,4           | 33,7  | 8,6                         | 2,9  | 8                                   |
| Толстолобик  | 2,9           | 40,6  | 17,8                        | 7,2  | 18                                  |
| Белый мур    | 0,2           | 83,4  | 1,4                         | 1,2  | 1                                   |
| Окунь        | 6,9           | 23,7  | 42,6                        | 10,1   | 43                                  |
| К р сь       | 31,5          | 39,1  | 195,2                       | 76,3   | 195                                 |
| Линь         | 2,6           | 30,5  | 16,1                        | 4,9  | 16                                  |
| Плотв        | 14,9          | 28,7  | 92,5                        | 26,5   | 92                                  |
| Густер       | 2,6           | 16,0  | 16,0                        | 2,6  | 16                                  |
| Кр снопёрк   | 3,3           | 18,0  | 20,5                        | 3,7  | 21                                  |
| Синец        | 0,1           | 223,6   | 0,3                         | 0,7  | 1                                   |
| <b>Итого</b> | <b>100,0</b>  |   | <b>620</b>                  |  | <b>620</b>                          |

Р спределение ОДУ/ВВ по отдельным видам рыб произведено н основе видового сост в ф ктических уловов з последние годы и его возможных ст тистических отклонений. С целью удобств пр ктического использов ния, оцененн я величин ОДУ/ВВ откорректиров н до целых зн ч щих величин с учётом пределов возможных ст тистических колеб ний (т бл. 2).

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ.** Предл г емый методический подход к многовариантной оценке совокупного ОДУ/ВВ для группы однотипных малых водоёмов может быть ре лизов н и в других регион х России, причём не только н основе опис нных выше методов определения потенци льной промысловой рыбопродуктивности. В целях повышения н дёжности оценки в жно использовать комплекс т ких методов, которые н иболее декв тно соответств ли бы природно-клим тическим услови ям регион .

#### ЛИТЕРАТУРА

- Кит ев С.П. 1984. Экологические основы биопродуктивности озёр р зных природных зон. М.: Н ук . 207 с.
- Пирожников П. Л. 1932. К методике определения рыбных з п сов в озёр х // З соци листич. рыбн. хоз-во. № 5/6. С. 57–61.
- Руденко Г.П. 1986. Использов ние энергетического подход в рыболовстве и рыбоводстве // Сб. н учн. тр. ГосНИОРХ. Вып. 252. С.45–50.
- Сечин Ю.Т., Б б ян В.К., Бр жник С.Ю. 2006. Современное состояние и перспективы ресурсных исследований н внутренних водоём х России // Рыбное хозяйство. № 5. С.30–33.
- Широков Л.В. 1984. Количественн я оценк промысловой продукции внутренних водоёмов по их основным режимным х р ктеристик м // Сб. н учн. тр. ГосНИОРХ. Вып. 215. С.105–118.
- Ryder R. A. 1965. A Method for Estimating the Potential Fish Production of North-Temperate Lakes // Trans. Amer. Fish. Soc. Vol. 94, № 3. P. 214–218.

## **The Methodological Approach to Determination of the cumulative Allowable Catch of Fishes of Small Reservoirs**

*V. A. Shashulovsky<sup>1</sup>, S. S. Mosiyash<sup>2</sup>*

<sup>1</sup> GosNIORKH (Saint-Petersburg)

<sup>2</sup> Saratov branch of GosNIORKH (Saratov)

e-mail: niorh@niorh.ru

On an example of the same small reservoirs of a steppe region of Saratov Zavolzhja one of possible methodical approaches to a substantiation allowable catch of fish, grounded on a multiple assessment of potential productivity of fish is shown.

**Key words:** small reservoirs, ichthyomass, fish productivity, minimize risk, a total allowable catch.

УДК 597.553.2 (268.45)

## Динамика современного состояния сиговых рыб в бассейне р. Печора

А. П. Новосёлов, И. И. Студёнов

ФГУП «ПИНРО» Северный филиал (г. Архангельск)

E-mail: novoselov@pinro.ru

Рассмотрена динамика современного состояния сиговых рыб Печорского бассейна, определяемая многолетним изменением среды обитания в результате её загрязнения предприятиями газонефтедобывающей отрасли. На популяционном уровне происходит нарушение миграционных путей и режимов естественного воспроизводства сиговых, изменение их численности и состояния запаса. На организменном уровне наблюдается ухудшение физиологического состояния конкретных особей и усиление эпизоотий.

**Ключевые слова:** Печорский бассейн, антропогенное загрязнение, сиговые рыбы, изменения на популяционном и организменном уровне.

### ВВЕДЕНИЕ

Печорский бассейн, находящийся на северо-востоке Европейской части России и включающий в себя Печорское море, является центром льной водной системой, наиболее плотно заселённой ценными проходными и полупроходными видами рыб лососево-сигового комплекса. Здесь обитает самое крупное стадо атлантического лосося — семги, и ещё сохранились промысловые запасы сиговых рыб (сиг, пеляди, омуля, чир, печорской ряпушки, нельмы). Кроме того, уникальность бассейна заключается в том, что именно здесь проходит запасная граница многих сибирских и восточная граница европейских видов и происходит частичное перекрытие их ареалов [Соловкин, 1974; Решетников, 1980; Новосёлов, 2000].

В геологическом отношении Печорский бассейн захватывает часть территории Тим-

но-Печорской нефтегазовой провинции, где ведутся поисковые работы и промышленная разведка месторождений. Развитие нефтяных промыслов привело к созданию в Печорском бассейне достаточно мощной инфраструктуры, связанной с нефтегазовой промышленностью. Через р. Печору и её притоки проложено множество трубопроводов, по которым осуществляется транспортировка углеводородного сырья. В последние годы эти работы расширились и на шельфовую зону Печорского моря (Приразломное нефтяное месторождение), где проходят основные миграционные пути проходных и полупроходных лососевидных рыб [Новосёлов и др., 2000; Антонов и др., 2000, 2000].

Целью настоящей работы является выяснение динамики современного состояния комплекса сиговых рыб Печорского бассейна в условиях многолетнего антропогенного воз-

действия. В э д чи входило р ссмотрение ре-  
зульт тов этого воздействия к к н популяцци-  
онном, т к и н орг низменном уровнях.

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Сбор м тери л проводился в период  
с 1989 г. по н стоящее время в нижнем тече-  
нии р. Печор н уч стке от г. Н рьян-М р  
до губы Коровинской включительно, в р йо-  
н х д. Усть-Цильмы, Брык л нск , Усть-Усы,  
н крупнейшем пр вом притоке — р. Ус и её  
притоке р. Колв (рис. 1).

Основным объектом исследов ния явились  
сиговые рыбы: пелядь *Coregonus peled* [Gmelin,  
1789], чир *Coregonus nasus* [Pallas, 1776],  
омуль *Coregonus autumnalis* [Pallas, 1776], сиг  
*Coregonus lavaretus pidschian* [Gmelin, 1788],  
нельм *Stenodus leucichthys* [Güldenstädt,  
1772], т кже две экологические формы пе-  
чорской ряпушки, имеющей местные н зв -  
ния «зельдь» и «с урей». В общей сложности  
было исследов но более 10 000 экз. рыб р -  
ных видов. Рыбу отл влив ли з кидным ря-  
пушковым неводом длиной 80 м, с р змером  
ячей в кутке 16–18 мм и пл вной ряпушковой  
сетью длиной 150 м с т кой же ячейей; пл в-  
ной сетью длиной 150 м, высотой 4 м, с ячейей  
45–50 мм; тягловым неводом длиной 100 м  
и р змером ячей в кутке 24 мм. При оценке  
дин мики относительной численности произво-  
дителей использов ны уловы н промысловое

усилие, именно: для ряпушки — н одно при-  
тонение ряпушкового невод , для других сига-  
вых — одн ст нд ртн яспл вк пл вной сетью.

Систем тический ст тус сиговых рыб пред-  
ст влен в соответствии с «Атл сом пресново-  
дных рыб России» [2003]. Биологический н -  
лиз проводился по методике Пр вдин [1966]  
с учётом рекоменд ций Решетников [1980,  
1988] применительно к сиговым рыб м. У вы-  
ловленных рыб измеряли промысловую длину  
тел в см (от вершины рыл до конц чешуйно-  
го покров ), взвесив ли м ссу тел , визу льно  
определяли пол и ст дию зрелости гон д в б л -  
л х. Возр ст рыб просмотрен по чешуе, кото-  
рую отбир ли из 2–3 рядов н д боковой ли-  
нией перед спинным пл вником. Определение  
возр ст и измерение р диусов годовых колец  
по переднему кр ю чешуи проводилось с по-  
мощью бинокляр МБС-9. Темп линейного  
и весового рост сиг н лизиров лся по тр -  
диционным методик м [Чугунов , 1959] с ис-  
пользов нием методических ук з ний Миной  
[1973]. При этом определял сь р зниц меж-  
ду величиной последнего прирост тел рыбы  
и величиной прирост предыдущего сезон .  
Отбор проб для п толого н томического, ги-  
стологического и п р зит рного н лизов про-  
водился у выловленных рыб в течении первых  
20 минут после поимки. В р боте использов -  
ны методы в ри ционно-ст тистической оцен-  
ки собр нного м тери л [Плохинский, 1971].

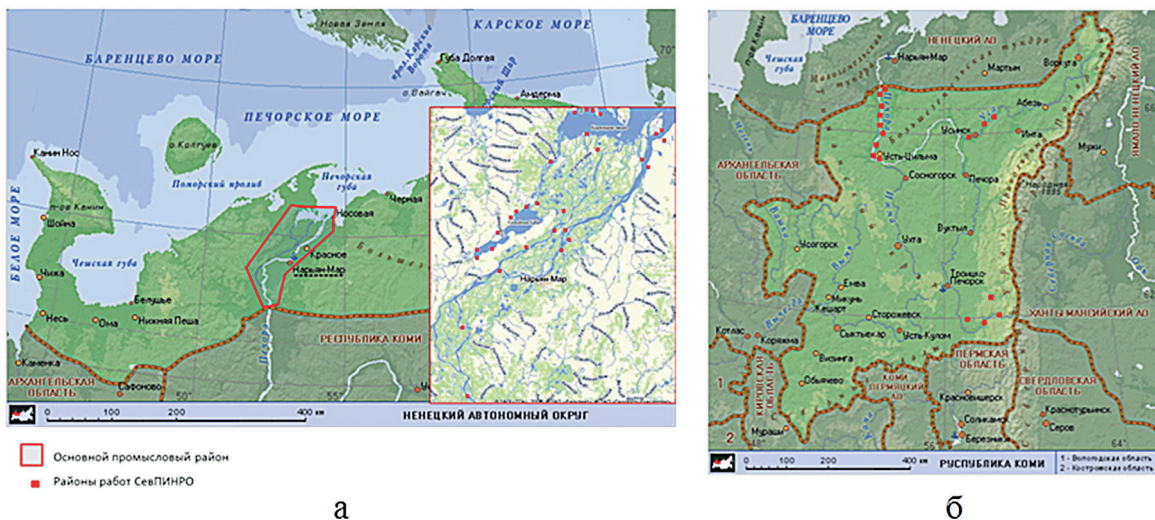


Рис. 1. Р йоны проведения исследований на территории Ненецкого автономного округа ( а ) и Республики Коми ( б )



Обработка статистической информации проводилась на персональном компьютере IBM с применением стандартных программ.

При определении коэффициентов общей, естественной и промысловой смертности, также р счёте численности и промыслового запаса печорских сиговых использованы общепринятые методы, изложенные в ряде монографий и методических руководств [Фру, 1949; Рикер, 1979; Маликин, Борисов, 1987; Сечин, 1990, 2010; Бобылин, 2000].

### ЭКОЛОГИЧЕСКОЕ СОСТОЯНИЕ ПЕЧОРСКОГО БАССЕЙНА

Ввиду интенсивного промышленного использования Печорский бассейн окрестности подвержен значительной техногенной нагрузке. Загрязнение р. Печора и её притоков началось ещё в конце 1950-х гг. прошлого столетия. Приток Печоры — р. Ижма уже длительное время принимает стоки предприятий нефтегазовой промышленности Ухтинского промышленного узла, приток Печоры р. Уса — стоки угольной промышленности Воркутинского промузла. В середине 1960-х гг. в реки Ижма и Ухта (притоки Печоры) нефтеперерабатывающих завод сбрасывал более 20 тыс. м<sup>3</sup>/сутки сточных вод. В результате они полностью или частично потеряли свое рыбохозяйственное и рекреационное значение, а некоторых участках этих притоков исчезли даже туводные рыбы [Зеленов и др., 1995].

Сильным загрязнением нефтепродуктами характеризовались и другие притоки Печоры — реки Нибель, Вой-Вож и Ярег. В р. Воркута и её притоки в 1965–1966 гг. сбрасывалось более 130 тыс. м<sup>3</sup>/сут. неочищенных промышленных и хозяйственно-бытовых сточных вод. В реки Большая Инта и Угольная попадало 25 тыс. м<sup>3</sup>/сут. неочищенных сточных вод. В результате уже в конце 1960-х гг. эти реки практически не отвечали требованиям, предъявляемым к рыбохозяйственным водоёмам. Негативному влиянию горных разрабатываемых месторождений лососевых, водосбор которых формировался на горных и предгорных ландшафтах [Сидоров и др., 1989]. Верховья р. Печора загрязнялись предприятиями угольной промышленности, в составе выбросов ко-

торых и было повышенное содержание никеля, свинца, кобальта и других металлов.

Глобальное ухудшение экологической обстановки в Печорском бассейне началось с конца 1970-х гг. Указанный период совпал с вводом в эксплуатацию нефтепромыслов, расположенных в границах бассейнов Печорских притоков — рек Ля, Шпкин и Колва, бывших в то время сигово-нерестовыми. В эти годы в указанных реках постоянно было заложено нефтяное пленочное покрытие, и к настоящему времени они окончательно вышли из разряда лососевых. Одновременно усиленно проводился поиск нефтегазовых месторождений в дельтовой зоне реки, в районе основных и гудьных площадей сиговых рыб. Именно в это время (ноябрь 1980 г.) произошёл крупнейший в речной скважине «Кумжевья», сопровождавшийся мощным выбросом и открытым фонтанированием газа, когда выброс и сток пульпы с газовым конденсатом продолжались несколько лет.

В последние два десятилетия произошёл целый ряд довольно крупных аварий на нефтепроводах. Крупнейшей из них произошёл в бассейне р. Уса в августе 1994 г. на участке Возей-Головные сооружения, когда потери сырой нефти составили по разным подсчётам от 100 до 160 тыс. т [Зеленов, Шубин, 1996]. В результате в речной выброс нефти достигло сильно пострадали прибрежные притоки — р. Колва (приток II порядка) и р. Уса (приток I порядка), являющиеся местом естественного воспроизводства сиговых рыб. Дополняет картину непрерывно идущая череда утечек нефти, разрывов трубопроводов и разливов локального характера.

Дополнительное поступление нефтепродуктов в речные воды происходит также в процессе эксплуатации оборудования, судоходства, промышленного производства (в виде площадного стока). Нефтяное загрязнение, наряду с поступлением в р. Печора и её притоки ряда тяжёлых металлов, фторогенных, минеральных удобрений и хозяйственно-бытовых стоков, привело к многолетнему мультифакторному загрязнению и приняло тяжёлой непрерывный характер. Непросто трудно расставить приоритеты для каждого из загрязняющих веществ, но

без сомнения негативное воздействие нефтепродуктов в Печорском бассейне усугубляется действием тяжелых металлов. В результате тенденции, сложившейся к концу прошлого столетия в виду хронического загрязнения Печорского бассейна, его можно было рассмотреть только как один из центров «экологического неблагополучия» в регионе [Лукин, 1996; Лукин, Дувальтер, 1997; Чуксин, 1998].

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Ухудшение качества вод негативно отразилось на общем состоянии ихтиофауны. Печорские и прежде всего сиговые рыбы, которые в силу своего происхождения, систематики, распространения и рыбохозяйственной ценности являются группой рыб, способной выступить в качестве своеобразного биологического индикатора при антропогенных изменениях среды обитания. Опосредованное воздействие комплексного загрязнения бассейна и печорских сиговых рыб произошло как на популяционном (воспроизводство, питание и биология видов), так и на организменном (физиологическое состояние конкретных особей и эпизоотии) уровнях [Новосёлов, 2006]. Оно выразилось в следующем:

- воздействие на миграционные пути проходных и полупроходных сиговых рыб;
- ухудшение условий естественного воспроизводства в Печорских притоках (р. Уса);
- изменение численности и сокращение запасов сиговых;

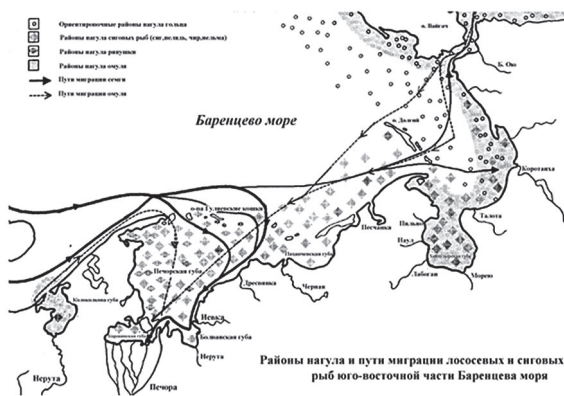


Рис. 2. Схематические планы нагула и путей миграции лососевых и сиговых рыб в юго-восточной части Баренцева моря

- ухудшение их физиологического состояния;
- патологии.

Воздействие на миграционные пути проходных рыб. Рыболовство в Приречном нефтяном месторождении связано с неизбежным воздействием на пути нерестовых миграций проходных рыб (атлантического лосося и арктического омуля) и кватерии Печорского моря. Кроме того, именно здесь распространены местонахождения полупроходных сиговых рыб (сиг, пеляди, чир, нельмы, ряпушки), лишь здесь ещё сохранившиеся промысловое значение (рис. 2).

К факторам, которые при строительстве и эксплуатации буровых платформ и прокладке трубопроводов оказывают воздействие на ихтиофауну, можно отнести: 1) выемку и перенос грунтов; 2) взмучивание воды; 3) шумовое и электромагнитное воздействие; 4) попадание в морскую среду продуктов коррозии технических элементов; 5) неизбежное загрязнение вод топливом и горюче-смазочными материалами с платформ; 6) загрязнение в морскую среду большого количества сырой нефти при аварийных ситуациях [Начуно-методические..., 1997].

Иными словами, в результате воздействия гидро-нефтедобывающего комплекса в юго-восточной части Баренцева моря на проходных рыб (атлантического лосося и омуля) неизбежно происходит нарушение путей и сроков их нерестовых миграций и, как следствие, снижение в целом воспроизводительной способности этих ценных видов. Кроме того, ухудшение условий среды обитания и гульевых площадях полупроходных рыб (сиг, пеляди, чир, нельмы, ряпушки) снижает эффективность откорма в период физиологического созревания производителей, т.е. негативно влияет на качество нерестовых стад. В конечном итоге длительное антропогенное воздействие на местонахождения нерестовых миграций и местонахождения проходных и полупроходных сиговых рыб Печорского бассейна приводит к необратимому снижению их численности и запасов [Новосёлов и др., 2001].

Режим естественного воспроизводства. Известно, что основные нерестилища печорских сиговых рыб расположены в бассейне Усы и попадают в зону Усинского нефтяного

месторождения. В результате многолетней деятельности по его освоению, подход производителей к местам нереста в многом проблематичным, поскольку он часто блокируется выносом нефти в результате многочисленных в рийных разливах и нефтепроводах. В этой связи, эффективность естественного воспроизводства сиговых рыб существенно снизилась в результате загрязнения нерестилищ и разрушения нерестовых площадей, а также неполного их использования из-за снижения численности нерестовых стад.

Особенно наглядно это проявилось после в рии осенью 1994 г. на нефтепроводе Возей-Головных сооружений, когда 3 год подряд отмечалось очень низкое заполнение нерестилищ производителями сиговых рыб по причине блокирования нерестовой миграции нефтяным загрязнением. В то же время естественное воспроизводство сиговых вынужденно осуществлялось в других притоках р. Печора, расположенных на путях нерестовой миграции ниже впадения р. Уса — в реках Сула, Цильма, Пижма. В 1995–1996 гг. наблюдалась высокая численность сигов, мигрирующих именно в реки Пижма и Ижма. Ряпушка в массе появилась в Верхней Печоре, в то время как в традиционных тонах в рийне дефицит. Миграция встречалась лишь единично. При этом нерест, проходивший в вынужденном «компенсационном» режиме на традиционных местах размножения, вряд ли оказался высокоэффективным.

Роботы, проводившиеся северным филиалом ФГУП «ПИНРО» в 1994–2012 гг. на

р. Уса (где расположены основные нерестилища сиговых рыб), позволили оценить современное состояние их естественного воспроизводства. В результате в рии на нефтепроводе в 1994 г. произошло резкое падение относительной численности производителей всех видов сиговых рыб непосредственно на подходе к местам нереста. Пик депрессии пришелся на 1995–1996 гг., когда количество производителей проходных и полупроходных сиговых рыб (омуля, сига, пеляди и ряпушки) снизилось в 20–30 раз (рис. 3 и 4). Как следствие наблюдалось столь же резкое сокращение количества существующих с мест нереста производителей и их численности на нерестовых площадях в низовье р. Печора [Новосёлов, 2006].

Начиная с 1997 г. стал наблюдаться некоторый стабилизацию ситуации. В 1998 г. количество сига и пеляди продолжало оставаться на низком уровне, короткоциклового ряпушки — несколько увеличилось. Относительная численность нерестовой стадии омуля продолжала оставаться на определенном стабильном уровне. В осенние периоды 1999–2001 гг. численность производителей сига и пеляди не увеличилась, в то же время наблюдалось интенсивные подходы к нерестилищам производителей полупроходной ряпушки и омуля. Это может быть объяснено тем, что короткоцикловый ряпушка быстрее других сиговых смогла восстановить свою численность в после в рийный период. Проходной омуль проводит в загрязненных водах Печоры лишь ограниченный по времени нерестовый период, вследствие чего она оказалась менее других сиговых подвер-

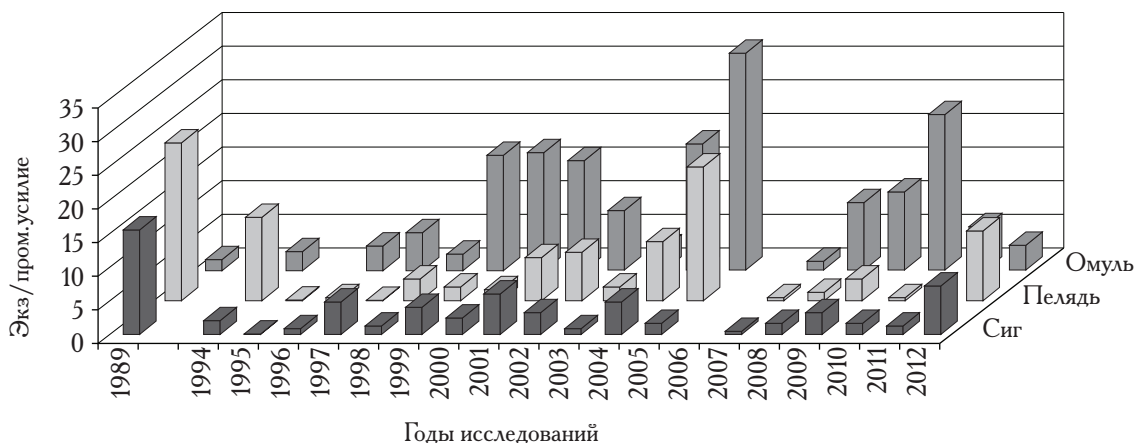


Рис. 3. Динамика относительной численности производителей сиговых рыб в р. Усе в осенний период

женным непосредственному воздействию в рийного р злив нефти.

В последующие годы ситуация с состоянием нерестовых стад сиговых рыб при подходе к местам нереста в достаточной мере стабилизовалась. Снижение относительной численности производителей в 2002–2003 гг. было вызвано тем, что в процесс воспроизводства вступили поколения сиговых рыб (омуля, сиг и пеляди) от генераций 1995 и 1996 гг., и более подверженных воздействию в рийного р злив . Проведены в дин мике относительной численности нерестовых стад ряпушки (2001 и 2006 гг.) и других сиговых (2006 г.) и дигрммх связаны с биологическими спектрими, с тем, что в эти годы не удалось провести мониторинговые работы по ряду органических причин.

В последующее десятилетие (2003–2013 гг.) колебания относительной численности производителей сиговых нерестовых концентраций определялись как естественно-климатическими (разные по температурному и водному режимам годы), так и техногенными (непрерывно чередующиеся локальные разливы в бассейне р. Печора).

*Численность и состояние промысла.* Результаты многолетних исследований пока-

что современное состояние популяций печорских сиговых рыб не может не вызывать озабоченность. По сравнению с 1989 г. общий промысловый запас всех видов сиговых сократился втрое. За последние 40 лет численность их нерестовых стад в нижнем течении Печоры уменьшилась со 180 тыс. шт. в 1970-е гг. до 60–65 тыс. шт. в 1990-е гг. В настоящее время относительная численность нерестовых стад составляет не более 50–60 тыс. экз. (в 1989 г. — около 150 тыс. экз.). А сокращение количества нерестившихся производителей, формирующих так называемый «остаток» в промысловом запасе последующих лет, является предпосылкой для дальнейшего снижения численности. За период проведения работ нами не отмечалась прямая гибель личинок, мальков и взрослых рыб. В то же время наблюдается снижение выживаемости молоди сиговых нерестовых стад, что также является причиной ослабления их репродуктивного потенциала, как следствие, уменьшения запаса. В сложившейся ситуации потенциал оплодотворения в рийном нефтепроводе продолжает оставаться фактором постоянной угрозы, что является одной из причин неустойчивого состояния запаса печорских сиговых рыб.

Снижение численности сиговых не могло не сказаться и на состоянии их промысловых уло-

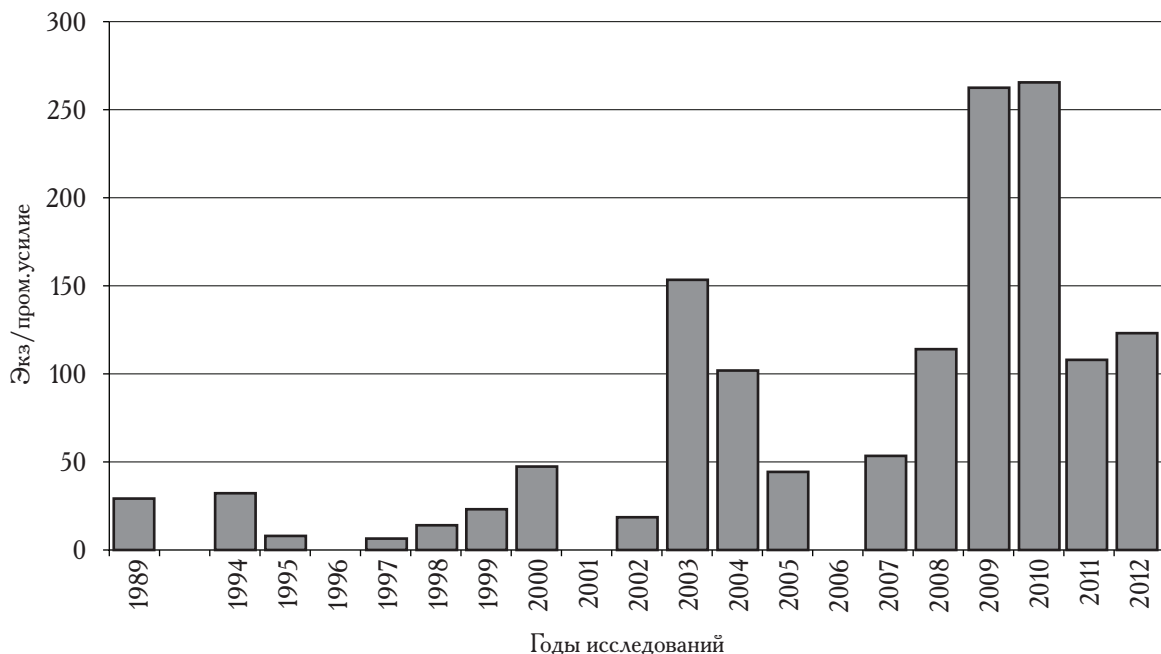


Рис. 4. Дин мик относительной численности производителей ряпушки в р. Усе в осенний период

вов. В 50-е гг. прошлого столетия промысел сиговых велся круглый год, их вылов достигал 700 т, что составляло около 80% от всей выловленной рыбы. В 1960–70-х гг. объём вылова сиговых стал резко снижаться (соответственно до 400 и 190 т), хотя они всё ещё составляли основу уловов (около 70%). Был введён ряд ограничений, с 1972 г. лов стал осуществляться только на РУЗе при 50%-м пропуске производителей. Несмотря на это, в связи с ухудшением экологической обстановки и дальнейшим падением уловов, в 1980-е гг. сиговые потеряли свою доминирующую роль в составе уловов. Объём их вылова не превышал 190 т, что составляло чуть более 40% от всей выловленной рыбы. В 1990-е гг. характерно лишь обвальным падением численности сиговых рыб по всему Печорскому бассейну, в результате чего их среднегодовой вылов снизился до 30 т. В 2000-х гг. объёмы вылова продолжились снижаться и составили порядка 16 т (рис. 5).

Общее падение численности сиговых в Печорском бассейне сопровождалось и изменениями в структуре промысловых уловов. Оно выразилось в снижении в промысле доли сиговых рыб и увеличении чистиковых. Если в 50-х гг. прошлого столетия сиговые составляли более 80% в составе промысловых уловов, то к концу 2000-х гг. — лишь порядка 35% (рис. 5б). В то же время доля чистиковых рыб увеличилась с 17% в 1950-е гг. до 60% в 1990-е.

Интегральным показателем неблагоприятных условий обитания можно считать выживаемость потомства ряпушки. Исследованиями

было отмечено её падение в 2,5 раз в середине 1980-х гг. по сравнению с 1960-ми гг. [Иванов, Чукулин, 1985]. По всей видимости, такие изменения происходили и у других сиговых рыб, только со сдвигом во времени, поскольку у длинноцикловых сиговых эти процессы протекают медленнее.

*Ухудшение физиологического состояния и эпизоотии.* Анализ биологических материалов показал, что в течение рассматриваемого периода появились тенденции к увеличению заражённости сиговых рыб эндопаразитами. Количество в нерестовых стадиях ряпушки с заболеванием дифиллоботриозом увеличилось в настоящее время в 3 раза по сравнению с 1980-ми гг., с заболеванием тетракокцидозом — в 8 раз. Ещё больше заражённость плероцеркоидными и метцеркариями отмечалась у длинноциклового вида — сига (табл. 1).

Отмечен рост количества рыб, имеющих отклонения в развитии внутренних органов, ярче всего выраженных у короткоцикловой ряпушки. Уже с середины 1970-х гг. в её нерестовых стадиях стал увеличиваться встречаемость особей с нарушением в развитии органов воспроизводительной системы. Если в 1960-е гг. симметрия гонд отмечалась лишь у единичных особей, то в 1970-е гг. встречалось более 5% таких рыб. К концу 1980-х гг. подобные нарушения в пробках имели более половины (64%) обследованных особей, что в 10–15 раз превысило их количество в 1960-х гг. В начале 1990-х гг. их количество снизилось в среднем до 20%, что могло быть следствием повышенной элиминации больных рыб. С середины

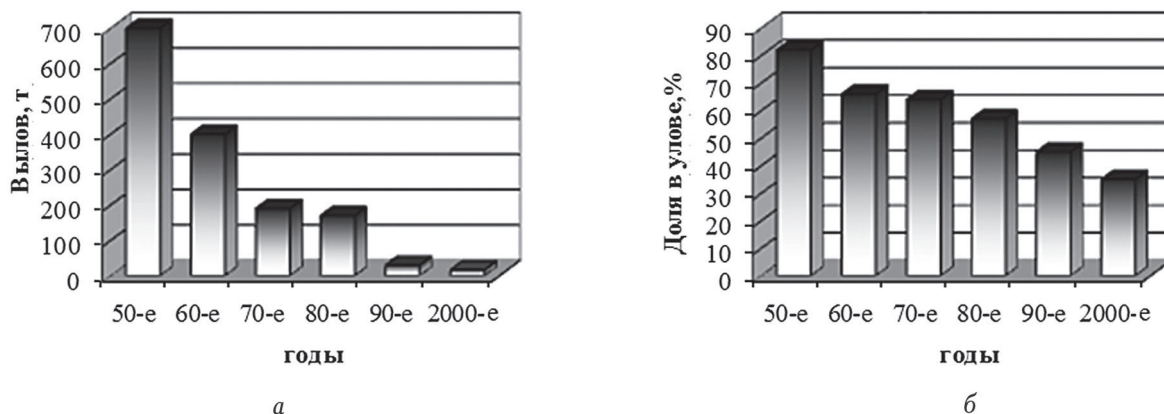


Рис. 5. Динамика выловов (а) и доли в уловах (б) сиговых рыб в Печорском бассейне

**Таблица 1.** Зрелость сиговых рыб в Печорском бассейне эндоритми (% от обследованных рыб)

| Период отбор проб | Дифилоботриоз* |      | Тетракокцидоз** |      |
|-------------------|----------------|------|-----------------|------|
|                   | Ряпушка        | Сиг  | Ряпушка         | Сиг  |
| 1980-е гг.        | 16,4           | —    | 0,9             | —    |
| 1990-е гг.        | 37,8           | 17,5 | 5,2             | 37,0 |
| 2000—2010 гг.     | 50,0           | 56,1 | 7,3             | 74,7 |

\*) Вызывается личинками (плероцеркоиды) лентецкого лозо, которые локализуются во внутренних органах, в первую очередь — в желудке.

\*\*) Вызывается личинками (метациклическими) трематод, которые локализуются во внутренних органах сердца.

1990-х гг. в пробах стали отмечаться и длинноцикловые виды (сиг) с подобными отклонениями в органах воспроизводства [Антонов и др., 2000].

*Изменения на органо-низменном уровне (патологии).* В 1990-х гг. типичными патологиями сиговых рыб стали отеки, экссудаты, кровоизлияния в функционально важных органах, изменения в стенках кровеносных сосудов. В печени сигов был обнаружен белково-жировая дистрофия, почки рыб имели обширные очаги некроза. Обнаруженные изменения носили или хронические стадии заболеваний, или характерны лишь средней степени тяжести. Некоторые из них являлись тяжелыми, свидетельствовали о необратимости патологических процессов. При этом неизбежно происходила элиминация тяжелобольных особей, что также служило одной из причин падения численности сиговых рыб в послевосстановительный период. Агенты, вызывающие эти заболевания, являлись инвазивными в органах рыб нефтепродукты и тяжелые металлы, которые изменили реакции метаболитов и обменные процессы [Лукин и др., 1995; 2000; Лукин, 1996; Lukin et al., 2011].

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ.** В настоящее время в бассейне Печоры продолжает испытывать многофакторное негативное воздействие формируемое современными загрязнителями сиговых рыб в бассейне происходит в достаточной мере неблагоприятных условиях. Комплексное загрязнение бассейна воздействует на печорских сиговых опосредованно через: ухудшение условий естественного воспроизводства и нерестилищ, снижение относительной численности нерестовых стад, изменение рядовых популяционных параметров, изменение кормовой базы и ухудшение условий игула в дельте р. Печоры и Печорской

губе, а также через ухудшение физиологического состояния рыб, что в конечном итоге приводит к сокращению их запаса. По всей видимости, в сложившейся ситуации прежде всего необходимо проведение мероприятий по снижению комплексной антропогенной нагрузки на Печорский бассейн в целом.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Атлас пресноводных рыб России. 2003. / Под ред. Ю. С. Решетников. М.: Наука. Т. 1. С. 167–169.
- Антонов В. П., Безумов А. Л., Звиш А. Г., Новосёлов А. П. и др. 2000. Причины неблагоприятного состояния лососевидных рыб Печорского бассейна в современных условиях // Сборник уч. тр. ГОСНИОРХ. Вып. 326. Санкт-Петербург. С. 31–41.
- Антонов В. П., Новосёлов А. П., Чукин Н. А. 2000. Оценка воздействия газонефтедобычи в шельфовой зоне Западной Арктики и проходных и полупроходных рыб Карского и Баренцевых морей // Биологические ресурсы прибрежной Российской Арктики. М.: Изд-во ВНИРО. С. 6–9.
- Бобылев В. К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). М.: Изд-во ВНИРО. 192 с.
- Зхаров А. Б., Ермоков А. А., Шубин Ю. П., Шубин В. Н. и др. 1995. Биологические сообщества бассейна р. Ухты в условиях многофакторного антропогенного загрязнения // Научные доклады Коми научного центра УрО Российской академии наук. Вып. 349. Сыктывкар. 16 с.
- Зхаров А. Б., Шубин Ю. П. 1996. Усиление в рязнефтепроводе. Состояние и восстановление природной среды // Всероссийское совещание «Экологические проблемы Севера Европейской территории России», 11–15 июня 1996 г. Тезисы докладов. С. 96–97.
- Иванов Н. В., Чукин Н. А. 1985. Значение Голодной губы низовьев р. Печоры в воспроизводстве полупроходных сиговых рыб // Экология и вос-

- производство проходных лососевых рыб в бассейнах Белого и Баренцевых морей: Сб. науч. трудов ПИНРО им. Н.М. Книпович. Мурманск. С. 129–136.
- Лукин А.А. 1996. Оценка современного экологического состояния реки Печоры // Всероссийское совещание «Экологические проблемы Севера Европейской территории России», 11–15 июня 1996 г. Тез. докл. Апатиты. С. 22–23.
- Лукин А.А., Дувальтер В.А. 1997. Накопление тяжелых металлов, алюминия и нефтепродуктов в донных отложениях и организмах низме реки Печоры // Биология внутренних вод. № 2. С. 25–37.
- Лукин А.А., Дувальтер В.А., Новосёлов А.П. 2000. Экосистема реки Печоры в современных условиях. Апатиты. 192 с.
- Лукин А.А., Дувальтер В.А., Сандмиров С.С., Шаров А.Н. и др. 1995. Оценка воздействия нефтяного загрязнения на физиологическое состояние лососевидных рыб бассейна р. Печора // Отчёт НИР, ИПЭС КНЦ РАН. Апатиты. 59 с.
- Лукин К.Н., Борисов В.Н. 1987. Методические рекомендации по контролю за состоянием рыбных запасов при оценке численности рыб на основе биостатистических данных. М. 20 с.
- Мин М.В. 1973. Рост рыб (методы исследования в природных популяциях) // Рост животных. Зоология позвоночных: итоги науки и техники. М.: ВИНТИ. Т. 4. С. 68–115.
- Научно-методические подходы к оценке воздействия геозонефтедобычи на экосистемы морей Арктики (на примере Штокмановского проекта). 1997. / Под ред. Г.Г. Митишова, В.А. Никитина. Апатиты. 393 с.
- Новосёлов А.П. 2000. Современное состояние рыбных сообществ в водоёмах Европейского северо-востока России. Автореф. дисс. ... докт. биол. наук. Москва. 50 с.
- Новосёлов А.П. 2006. Результаты воздействия нефтяного загрязнения на сиговых рыб Печорского бассейна // «Актуальные задачи защиты водных биологических ресурсов от нефтяного воздействия в бассейне по освоению нефтегазовых месторождений». Москва - Владивосток. С. 198–210.
- Новосёлов А.П., Антонов В.П., Чукин Н.А. 2001. Изменение относительной численности нерестовых стад печорских сиговых рыб в результате нефтяного загрязнения // Биология, биотехнология и промышленное рыболовство в бассейнах сиговых рыб. Тюмень. С. 128–133.
- Плохинский Н.А. 1971. Биометрия. Новосибирск: Наука. 364 с.
- Провдин И.Ф. 1966. Руководство по изучению рыб. М.: Пищепромиздат. 376 с.
- Решетников Ю.С. 1980. Экология и систематика сиговых рыб. М.: Наука. 301 с.
- Решетников Ю.С. 1988. Современный статус сиговых рыб и перспективы использования их запасы // Биология сиговых рыб. М.: Наука. С. 5–17.
- Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпретации биологических показателей численности рыб. М.: Пищевая промышленность. 408 с.
- Сечин Ю.Т. 1990. Методические указания по оценке численности рыб в пресноводных водоёмах. М.: ВНИИПРХ. 50 с.
- Сечин Ю.Т. 2010. Биоресурсные исследования на внутренних водоёмах. Книга 1: Издательство научной литературы «Эйдос». 202 с.
- Сидоров Г.П., Братцев А.А., Шаров А.Б., Лоскутов О.А. и др. 1989. Влияние горных рек на биоту лососевых рек Урала / Серия препринтов сообщений «Научные рекомендации — на родному хозяйству». Коми НЦ УрО АН СССР. Вып. 81. Сыктывкар. 16 с.
- Соловкин Л.Н. 1974. О нижних границах зоогеографического районирования (на примере деления Европейского Севера по ихтиофауне пресных вод) // Изв. Всесоюз. географ. об-ва. Т. 106. Вып. 2. С. 160–164.
- Чугунов Н.И. 1959. Руководство по изучению возрастных и роста рыб. М.: Изд-во АН СССР. 164 с.
- Чукин Н.А. 1998. Состояние запасов ценных видов рыб в р. Печора и проблемы их сохранения и перспективы // Город в Заполярье и окружающая среда. Труды второй Междунациональной конференции. Сыктывкар. С. 151–154.
- Fry F.E.J. 1949. Statistics of a Lake Trout Fishery // Biometrics. № 5. P. 27–67.
- Lukin A, Sharova J., Belicheva L., Camus L. 2011. Assessment of Fish Health Status in the Pechora River: Effects of Contamination // Ecotoxicology and Environmental Safety. Vol. 74. № 3. P. 355–365.

## The Dynamic of Stocks and Some Biological Parameters of Whitefish Species in the Pechora River

*A.P. Novoselov, I.I. Studenov*

Northern branch of PINRO (Arkhangelsk, Russia)

E-mail: [novoselov@pinro.ru](mailto:novoselov@pinro.ru)

Dynamic of stocks of whitefish species in it correlation to environment in the Pechora river and inflow was reviewed. At population level there is a violation of migratory ways and a mode of natural reproduction of whitefish species, change of their number and a condition of stocks. At the organisms level degradation of a physiological condition of concrete individuals and strengthening of epizootiya is observed.

**Key words:** The Pechora river bassin, anthropogenous pollution, whitefish species, changes at population and organismal level.



УДК 639.2.053.8:556.5

## Эффективность прогнозирования вылова рыбы в пресноводных водоёмах

Ю. Т. Сечин

Московский государственный университет технологий и управления (МГУТУ, Москва)

e-mail: 9150899@mail.ru

В статье рассмотрены основные проблемы рыбохозяйственных исследований и организации рыболовства в пресноводных водных объектах. Проанализированы причины низкой эффективности современного использования сырьевой базы пресноводного рыболовства и возможные пути повышения её освоения. Показана необходимость перехода в управлении рыболовством от квотирования по объёму вылова к квотированию количеств и ассортимента орудий лова в водоёме исходя из их производительности, а также видовой и размерной селективности. Рассмотрены основные проблемы и методические ошибки, встречающиеся при проведении работ по оценке запаса рыб, отмечена необходимость повышения роли в этих исследованиях специалистов в области промышленного рыболовства.

**Ключевые слова:** прогнозирование вылова, пресноводные биологические ресурсы, общий допустимый улов (ОДУ), возможный вылов (ВВ).

### ВВЕДЕНИЕ

В истории развития рыбного хозяйства нашей страны есть много примеров, когда научные организации, органы рыбоохраны и рыбодобывающие организации не могли реализовать долговременную программу рациональной эксплуатации биоресурсов внутренних пресноводных водоёмов. В конечном итоге это привело к подрыву запасов ценнейших видов рыб в Каспийском и Азовском морях, в водохранилищах Волги и Дона, в реках Сибири и Дальнего Востока и т.д. Сейчас, во времена «рыночной экономики» этот процесс углубляется и захватывает всё большее число видов рыб пресноводной ихтиофауны. Очевидно, что в условиях рыночнойдиктатуры необходимо жесткое регулирование промысла и контроль

над ним, в противном случае нет смысла говорить о рациональном ведении рыбного хозяйства в водоёмах, затрачивая немалые средства на науку, рыбоохрану и административное управление рыболовством.

### АНАЛИЗ СОСТОЯНИЯ ПРОБЛЕМЫ

Биоресурсные исследования в пресноводных водоёмах являются важнейшим направлением научной деятельности отраслевых научно-исследовательских отделов (НИО), а также некоторых НИИ РАН и региональных университетов. В этих исследованиях ежегодно принимают участие до 300 специалистов по ихтиологии, гидробиологии, гидрохимии и паразитологии. Изучение сырьевой базы финансирует Федеральное агентство по ры-

боловству, которым в последние годы не эти цели выделялось 300–350 млн руб. в год. Потенциальная рыбопродуктивность изучаемых пресноводных водоёмов России оценены в 300 тыс. т рыбы в год, при счётный вылов не освоенных промыслом водоёмов составляет 220 тыс. т при официальной вылове в последние годы 110–120 тыс. т. С учётом выловленной и не съеденной рыбы к мидии рыбы, уловов браконьерами и любителями фидерный вылов существенно выше официальной. Прогнозы ОДУ с 1994 г. освещаются промыслом на 40–50%, при снижении запаса ценных видов рыб и увеличении мёртвых. На Ладожском озере доля мёртвых видов рыб в уловах в 1980 г. составляла 15,7%, в 2005 году — 24%, в Обь-Иртышском бассейне — 23 и 30% соответственно, на Цимлянском водохранилище — 5 и 40%. В рыболовстве за последние 15 лет был прекращён традиционный лов на озерах и водохранилищах, уменьшилось применение закидных неводов и ловушек, основное развитие получил сетный лов с использованием лодок с подводными моторами.

Заслуживают особого внимания вопросы организации работы приёмных пунктов (станции речных и плывучих), где оформляются документы по приёмке рыбы от рыбаков.

Пользователь, по договорённости с приёмщиком, в квитанции в стоимостном выражении может заменить ценную квотируемую рыбу мёртвой, тем самым, сохраняя свою квоту, имеет возможность заниматься промыслом дольше. Такая фальсификация объясняет существенное «увеличение вылова мелкого чистика» на некоторых водоёмах, в вылове которого рыбаки, как правило, не заинтересованы. На всех промысловых водоёмах в большей или меньшей степени рыбаки непосредственно на лову продают рыбу населению и перекупщикам, что обеспечивает им дополнительный и значительный доход по сравнению с оплатой официальной съеденной рыбы. Отсутствие заинтересованности рыбаков в вылове мелкого чистика из-за низких закупочных цен приводит к замещению в водоёмах ценных видов рыб мёртвыми. Этой ситуацией на промысле и определяется крайне низкая опережаемость прогнозов вылова.

Для более полного освоения ОДУ требуются новые решения в организации и управлении

промыслом. За счёт улучшения дисциплины, увеличения цен на съеденную рыбу, проведения действенного контроля за рыболовством со стороны органов рыбоохраны можно существенно уменьшить утечку рыбы на промысле. Практика рыболовства на Волгоградском водохранилище показала обоснованность таких мер [Шуловский, Мосияш, 2007].

Переход в управлении рыболовством на квотирование мощности используемой промысловой базы, на объём вылова по видам рыб позволит существенно усилить контроль на промыслах и приёмкой рыбы, так как контроль орудий лова в промысле гораздо проще, чем вылова ими. Производительность, видовую избирательность, селективность промысловых орудий лова по сезонам и рыбному промыслу может оценить и учёты и ихтиологическая служба рыбоохраны. Научные организации, исходя из величины ОДУ и производительности орудий лова, могут разработать рекомендации по количественному учёту различных орудий лова в промысле по сезонам лова и рыбному промыслу.

Учитывая отсутствие специализированных трапальных судов в большинстве научно-исследовательских организаций, основными орудиями лова для оценки численности рыб остаются закидные невод и жерновые сети. Продуманное применение неводов и сетей в сочетании с гидрокустической техникой, налов уловами в течение ряда лет позволит получить объективные данные о состоянии сырьевой базы водоёма. Хотя следует учитывать, что выполнение этих работ требует увеличения финансовых и трудовых затрат. Эти работы целесообразно провести в течение двух-трёх лет на одном из экспериментальных промысловых водоёмов, по результатам опубликовать отчётлевой методический документ.

Трапальный лов, как основа метода лова обеспечения ресурсных исследований, должен оставаться на крупнейших водоёмах и речных системах (озера Ладожское, Онежское и Байкал, водохранилища Куйбышевское, Волгоградское и Цимлянское, реки Лена, Енисей, Амур и Обь-Иртышский бассейн).

Существующая организация рыболовства и отсутствие должного учёта выловленной рыбы сделало невозможным использование

на убой методов оценки запасов рыб, основных статистике промысловых уловов, что сказывается на качестве научных обоснований прогнозов вылова рыбы. Сейчас уже можно говорить о недостаточности прогнозов ОДУ и ВВ по большинству крупнейших водоёмов России. Анализ отчётных материальных лов институтов за последние годы показывает, что во многих случаях применяемые методические подходы при оценке численности рыб слабо обоснованы, иногда и ошибочны.

Для крупных озёр и водохранилищ основным методом оценки запасов рыб был и остаётся метод прямого количественного учёта рыб с применением тралов и закидных неводов, альтернативы которому пока нет.

Многолетнее недофинансирование биоресурсных исследований на этих водоёмах привело к потере большей части специализированных траловых научно-исследовательских судов (тип СЧС-150, СРБ-90, ПТС-150) из-за их износа, ведь они были основной материальной основой обеспечения ресурсных исследований. Для этих судов специализированы ГосНИОРХ в 70-е гг. прошлого столетия разработаны конструкции донных и разноглубинных тралов, их конструкция, режим работы, были определены коэффициенты абсолютной уловистости и показатели селективности [Сечин, 2010]. Благодаря этому разработчик получил своё признание в прошлом промысловый траловый и электротраловый лов рыбы на многих водоёмах СССР. В прибрежной зоне крупных водоёмов оценку численности рыб можно получить, используя закидные невод, но этот вариант в настоящее время и усилиями не решает проблемы в целом. Средние по площади водоёмы (до 100 тыс. га) можно полностью обловить закидными неводами, однако затраты на неводную съёмку существенно выше, чем на траловую, что объясняется большей стоимостью орудия лова и численностью рыбков при меньшей площади облова за единицу времени. Кроме этого, для съёмки промысловыми неводами необходимо предварительное изучение их уловистости и селективности.

При проведении ихтиологических исследований на всех водоёмах применяют стационарные жерберные сети, что позволяет при правильной постановке опытного лова научно обоснованным

ассортиментом сетей оценить размерный состав облова вливаемого стада рыб. Использованы некоторые исследования методами оценки абсолютной численности рыб по сетным уловам на основе гипотетических предположений А. И. Трещев [1974] и А. И. Кушнренко [2003] об абсолютной уловистости сетей несостоятельны, что доказано в работе [Сечин, 1969].

Материалы институтов по обоснованию ОДУ и ВВ на многих водоёмах, не освещаемых промыслом, содержат, как правило, краткую гидробиологическую характеристику по литературным данным, видовой и размерный состав уловов исследований сетными и серьёзные данные по темпу роста рыб. Отсутствие необходимого технического обеспечения не позволяет исследователям количественно оценить численность популяций отдельных видов рыб. Таким образом, выполняемые на этих водоёмах работы по оценке ОДУ и ВВ не имеют практического значения и их проведение нецелесообразно.

Большие проблемы возникают при изучении сырьевой базы речных бассейнов. Громкая протяжённость рек, отсутствие специализированных научных судов, слабая оснащённость исследовательскими приборами и оборудованием, крайне малая численность научно-персонала, сильно искажённая официальная статистика вылова рыбы — всё это вызывает значительные трудности при проведении сырьевых исследований.

В сложившейся ситуации, когда на большинстве водоёмов отсутствуют научно-исследовательские суда, при оценке запасов рыб на первом плане должны выходить работы по широкому применению гидрокустической техники. Рынок сейчас предлагается большой ассортимент рыбопоисковых эхолотов. На внутренних водоёмах России хорошую проверку прошли гидрокустические комплексы норвежской фирмы Simrad с эхолотом EY-500 и отечественный АСКОР-2. Однако широкого применения гидрокустик в исследованиях пока не получил из-за отсутствия подготовленных специалистов и достаточного финансирования. По этим причинам в последнее десятилетие практически свернут разработкой гидрокустики ВНИРО, некогда эффективного головного подразделения отрасли.

В ряде случаев исследования при оценке запасов рыб не учитывают селективности орудий лова, что приводит к неверным выводам о размерном составе обловляемых популяций рыб, что особенно сильно проявляется при анализе сетных уловов. Иногда исследования ошибочно полагают, что применение сетей в широком диапазоне размеров ячеи позволяет судить о размерном составе стада по размерному составу сетевого улова, хотя обоснованные ассортименты сетей по размеру ячеи для этих целей даны в ряде публикаций, в том числе С.В. Шибевым [2007]. Необходимо отметить, что не более значимые исследования по селективности и уловистости жерберных китных сетей и внутренних водоёмов были проведены более 40 лет назад. Этим прошедшие десятилетия в рыболовстве стали применять жерберные сети, изготовленные из нейлона, лески, скрученной лески и других материалов, эффективность которых практически не изучалась, хотя уловистость их существенно выше уловистости китных сетей. Учитывая широкое применение жерберных сетей в промышленном рыболовстве и в биоресурсных исследованиях, целесообразно этот вопрос обстоятельно изучить, включив его в отраслевой тематический план научно-исследовательских работ (НИР).

Следует обратить внимание и на ряд методических ошибок в работе по оценке запасов рыб. На некоторых водоёмах учётные траловые съёмки в течение года делаются многократно, и абсолютная численность рыб определяется по среднему улову трала за год. Такой подход существенно искажает реальную величину запаса, так как съёмки проводятся в разные сезоны года, отличающиеся плотностью распределения рыбы по квадратам водоёма, реакцией рыбы на трал, коэффициентом абсолютной уловистости трала и т.п.

Результаты некоторых исследований, выполняемых в рамках прогнозной тематики, не находят применения в обоснованиях ОДУ и ВВ. Так, ежегодно ихтиологи оцениваются урожайность молоди с использованием мелкоячеистых тралов, волокуш или сетей, однако выводы о корреляционной связи урожайности молоди с промысловым уловом не делаются. Нелицензируется динамик размерного (возрастного)

состава популяций рыб за несколько лет, что не позволяет уточнить прогнозы ОДУ и ВВ и оценить объективность исходных данных. Встречно редко определяется корреляционная связь величины кормовой базы и темп роста рыб, что также важно при прогнозировании. Ихтиологи, работающие на речных бассейнах, не используют гидрокустическую технику для оценки абсолютной численности мигрирующей рыбы, ведь это может быть особенно эффективно в сочетании с плановым сетным ловом.

Некоторые специалисты считают, что при отсутствии научных судов, обеспечивающих реализацию метода прямого количественного учёта рыб, при разработке ОДУ и ВВ должны применяться математические модели, которые используют данные, характеризующие относительную численность рыб. Однако реализация такого подхода требует специальных исследований по оценке показателей относительной численности рыб в уловах различными промысловыми орудиями лова, что сложно в организационном плане, особенно по времени и неэффективно, учитывая сложившуюся в рыболовстве ситуацию. При расчётах официальной вылова принимается как убыль от «промысловой смертности», так и убыль от «естественной смертности» исследования относят рыбу, выловленную, но не сданную рыбаками, также пойманную браконьерами и любителями. Результатом такого подхода становится излишнее занижение прогнозируемых величин ОДУ и ВВ. Следует также учитывать то обстоятельство, что ихтиологический материал, собираемый из промысловых уловов на одних и тех же участках водоёма, характеризует исследуемое стадо рыб только в местах лова, потому и эти данные не могут считаться репрезентативными для характеристики всего водоёма.

Учитывая крайне низкое освоение прогнозируемых величин вылова на всех промысловых водоёмах и для всех промысловых видов рыб (за исключением ценных), представляется целесообразной разработка прогнозов с близкой временностью в 2–3 года, а не один год, как это делается сейчас. В условиях дефицита исследовательских судов, приборов, оборудования и подготовленных специалистов переход на близкую временность прогнозов в 2–3 года

позволит улучшить качество прогнозирования и оценки фактического вылова рыбы на водоёмах. На речных бассейнах необходимо проведение комплексных рыбохозяйственных экспедиций один раз в 3–5 лет с разбором прогноза вылова на тот же период.

В разборе по оценке запасов рыб с применением исследовательских орудий лов обязательно должны участвовать специалисты по промышленному рыболовству. Два десятилетия назад в биоресурсных исследованиях принимали участие и научные лаборатории промыслов ГосНИОРХ (Санкт-Петербург), Саратовского, Волгоградского и Татарского отделений ГосНИОРХ, Сибрыбцентр (Тюмень), СевНИОРХ (Петрозаводск), ИБВВ РАН (п. Борок). Именно участие этих специалистов позволило отработать методику проведения траловых съёмов и дать толчок развитию тралового лова на крупных водоёмах. К сожалению, сейчас в институте, работающего в внутренних водоёмах, не осталось ни лабораторий, ни специалистов этого профиля. Это потеря качества биоресурсных исследований и одна из главных причин низкого освоения биоресурсов внутренних водоёмов.

Пресноводное рыболовство в настоящее время не имеет опытных производств по изготовлению специальной техники для промысловых и исследовательских разборов (лебёдки, сетевые и неводовыборочные машины, льдобуры, электрогоны, электроловильные установки и т.п.). Если в 80–90-х гг. прошлого столетия научно-исследовательские институты (НИИ) и конструкторские бюро (КБ) работали по проблеме реализации «Системы машин для рыболовства и рыбоводства», включившей в себя разработку и внедрение десятков единиц оборудования, механизмов, приборов и т.п., то в настоящее время даже в прогрессивных перспективах разбора не предусматривается.

Реализация организационных мероприятий возможна при научном управлении рыболовством, когда используется оптимальное количество орудий лова известной селективности и видовой избирательности по сезонам года. Решение этой задачи требует соответствующего обеспечения разбора специалистами, флотом, техникой и финансами.

К сожалению, за многие годы организационно-рыболовственные организации свою неспособность улучшить положение дел в рыболовстве по учёту выловленной рыбы. В этой связи необходимо разработать и внедрение новых подходов к регулированию промысла, использование более жёстких мер контроля за незаконным промыслом и продажей рыбы. В ведении порядка в промысле способствовало бы переход от квотирования объёма вылова рыбы к квотированию численности промысловых орудий лова и продолжительности их применения по сезонам года.

Важнейшим вопросом является подготовка квалифицированных кадров для биоресурсных исследований. Необходимо восстановить и поддержать научные школы по этому профилю работы, поскольку в рыбохозяйственных НИИ сейчас в основном работают выпускники различных вузов и университетов, которым нужна как теоретическая подготовка, так и практика по изучению сырьевой базы. Учитывая уровень начальной подготовки этих специалистов, практикуемое повышение квалификации с помощью проведения 3–5-дневных ежегодных научных семинаров мало что даёт. В этой связи более эффективной могла бы стать подготовка выпускников вузов и университетов не только специалистов, но и учёных подразделений, работающих в биологических обсерваториях прогнозирования ОДУ, и подготовка специалистов соответствующих дипломных проектов.

Кроме того, научно-методическая и организационная работа в области изучения биоресурсов пресноводных водоёмов требует создания новой управляющей отраслевой или межотраслевой структуры (некоммерческое предприятие или ассоциация исследователей водных биологических ресурсов (ВБР)), на которую можно возложить руководство и организацию следующих работ:

— проведение ревизии используемых в практике разбора прогнозов ОДУ методов, методик, методических рекомендаций, методических указаний, методических пособий, методических руководств, инструкций;

— оценка эффективности работы НИО по разбору прогнозов ОДУ (определение

мость, з тр ты н НИР, н учный уровень исследований);

— проведение регулярных н учно-методических семинаров по прогнозированию ОДУ по специально разработанным программам;

— согласование и утверждение методических документов по прогнозированию, унификация требований к содержанию и форме методических документов;

— оценка работы промысловых организаций и органов рыбоохрны в деле ведения районного рыбного хозяйства, разработка соответствующих рекомендаций.

Очевидно, что восстановлением и развитием рыбного хозяйства внутренних водоемов должны заниматься специалисты новой формации. Наука и производство нуждаются в современных специалистах в области промышленного рыболовства, воспроизводства рыбных запасов, организации производства и т.п. Также заслуживает внимания вопрос профессиональной подготовки рыбаков, бригадиров, трамстеров, специалистов по постройке орудий лова, поскольку по этим направлениям потеряны следственность и рабочих мест и к ней привлекаются совершенно не подготовленные люди. Это можно сказать о работе органов рыбоохрны.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ.** Основная проблема биоресурсных исследований связана не только с достоверностью представляемых и убой обоснований ОДУ и ВВ, но и с отсутствием их практического использования. Рыбаки вылавливают рыбы столько, сколько они считают нужным, при этом основное внимание уделяется ценным видам. Рекомендации науки, как по величине вылова, так и по видовому составу, не учитываются, контроль со стороны органов рыбоохрны из промыслом отсутствует. Научные организации, разработчики прогноза вылова рыбы, учитывая многолетнее недоиспользование ОДУ, не обеспокоены точностью

прогнозов, их вполне устраивает сложившееся положение дел. В такой ситуации, когда промысловики, научные сотрудники и рыбоохрны не взаимодействуют друг с другом, промысел не является научно обоснованным.

В различных НИИ и их региональных подразделениях появились свои «доморожденные» методики оценки запасов и расчетов ОДУ, применение которых не требует специальных ихтиологических съёмок и водоёмов, и лизвозрастного и размерного состава, оценки естественной смертности рыб и т.п. В условиях СССР применение в исследованиях любых методик, рекомендаций, указаний и т.п. допускалось только после рассмотрения их в головной научной организации и утверждения отраслевым органом управления (Минрыбхозом), и это было правильно. Этот порядок необходимо восстановить в отрасли.

Рыбное хозяйство внутренних водоемов имеет большие потенциальные возможности по вылову и производству рыбы и нуждается в серьезной поддержке федеральных органов власти.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Кушнренко А.И. 2003. Эколого-этологические основы количественного учета рыб Северного Каспия. Астрахань: Изд-во КспНИРХ. 180 с.
- Сечин Ю.Т. 1969. Оптимальный ассортимент сетей для водоохранных // Труды Саратовского отделения ГосНИОРХ. Т. 9. Саратов. С. 8–62.
- Сечин Ю.Т. 2010. Биоресурсные исследования на внутренних водоемах Калужской области: Изд-во научной литературы «Эйдос». 204 с.
- Трещев А.И. 1974. Научные основы селективного рыболовства. М.: Пищевая промышленность. 446 с.
- Шуловский В.А., Мосияш С.С. 2007. Перспективы развития биоресурсной базы рыбного хозяйства Саратовской области. // Рыбное хозяйство. № 6. С. 77–79.
- Шибев С.В. 2007. Промысловая ихтиология. СПб: Изд-во ООО «Перспектива науки». 400 с.

## Fish Catch Forecasting Efficiency on the Freshwater Reservoirs

*Yu.T. Sechin*

Moscow state university of technologies and management (Moscow)

*e-mail:* 9150899@mail.ru

The paper describes the main problems of fisheries research and the organization of fishing in inland freshwater bodies. Reasons for the low efficiency of the current exploitation of freshwater fisheries resource base are analyzed and ways to improve its development are shown. The necessity of the transition from the management of catch quotas to the number and types of fishing gears on the reservoirs, on the basis of their performance, species and size selectivity. Basic methodological problems and errors encountered in the course of the fish stocks assessment are discussed; the need to enhance the role of experts in commercial fishing in these studies is noted.

**Key words:** catch forecasting, freshwater biological resources, potential catch, total allowable catch.

УДК 639.2.053

**Метод и лиз ихтиоценозов м лых водоёмов К линингр дской обл сти н основе контрольных обловов сетными орудиями лов***С. В. Шиб ев, А. В. Соколов*

ФГОУ ВПО «К линингр дский Госуд рственный Технический Университет» (К линингр д)  
e-mail: shibaev@klgtu.ru

Р ссм трив ется методический подход к исследов нию ихтиоценозов м лых водоемов с использо ванием бор ст вных р зночнейных сетей. Обосновыв ется перечень п р метров ихтиоценозов и популяций рыб, которые могут быть оценены н основе н лиз результ тов контрольных обловов. Ан лизируется возможность интерпрет ции результ тов исследов ния для оценки относительной численности и возможного вылов .

**Ключевые слов :** К линингр дск я обл сть, м лые водоёмы, ж берные сети, ихтиоценоз, видов я структур , численность, биом сс популяций.

**ВВЕДЕНИЕ**

Рыбохозяйственное освоение м лых внут ренних водоёмов России в последние годы ст новится весом кту льным. Это связ но с появлением возможности р звития не только собственно промысл , но т кже фермерских хозяйств и р зличных видов рекре ционного рыболовств . Причём рекре ционное рыболовство во многих случ ях может обеспечить гор здо более эффективное с экономической точки зрения использов ние водных биоресурсов по ср внению с коммерческим ловом. Орг низ ция т ких форм ведения рыболовств н м лых водоём х в соответствии с существующим з конод тельством должн осуществляться н основе оценки состояния з п сов водных биоресурсов и р зр ботки величины возможного вылов , не приводящего к утр те рыбохозяйственного зн чения водоёмов. Вместе с тем исследов ние ихтиоф уны м лых водоёмов

имеет свои особенности. Во-первых, численность т ких водоёмов в большинстве регионов стр ны, к к пр вило, очень зн чительн , что физически не позволяет проводить оценку з п сов н к ждом из них. Во-вторых, в т ких водоём х обычно невозможно применение к тивных орудий лов , н пример, неводов, для оценки плотностей рыбного н селения и структуры ихтиоценозов в целом. Д нные проблемы имеет место и в К линингр дской обл сти.

Цель р боты з ключ л съ в р зр ботке методики оценки состояния з п сов рыб в м лых водоём х н основе контрольных обловов сетными орудиями лов .

В К линингр дской обл сти последние крупном сшт бные исследов ния ихтиоф уны внут ренних водоёмов проводились в 1960–1970 гг. При этом основным н пр влением р боты был оценок внут ренних водоёмов с точки зрения орг низ ции н них тов рных



рыбоводных хозяйств. Структуре рыбных сообществ дост точного внимания не уделялось. Поэтому, когда в 2000-х гг. встал вопрос об оценке общего допустимого улова (ОДУ) по внутренним водоёмам, оказалось, что декартновой информации для её расчёта не существует [Шибев и др., 2009].

### МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Водный фонд Калининградской области, не считая южной 778 водоёмов, включает в себя 76 озёр, 7 водохранилищ и 48 прудов общей площадью 3,6 тыс. га [Шибев и др., 2008]. Учитывая, что для ежегодной оценки ОДУ проведение контрольных обловов на каждом водоёме физически невозможно, были выделены типовые водные объекты, данные по ихтиофауне которых могут быть экстраполированы на другие водоёмы. На каждом водоёме в нескольких стадиях проводились контрольные обловы стандартным бором (порядком) донных и пелагических жерберных сетей из мононити (толщина нити 0,15 мм) с шагом ячеи 14, 16, 18, 20, 24, 27, 30, 33, 35, 40, 45, 50 мм. Продолжительность постановки порядка сетей составляла около суток. В ряде случаев применялись дневные и ночные постановки. Данные контрольных обловов обрабатывались с помощью информативно-аналитической системы «Рыбвод» [Шибев, 2004].

По итогам обрботки первичных полевых наблюдений получены величины уловов каждого вида рыбы в сети с заданным шагом ячеи, приведённые к единому значению — единице промыслового усилия. Эта величину усилия обычно принимается постановки сети некоторой стандартной длины на сутки (сетесутки). Величина улова может выражаться в единицах численности ( $Y_{N/f}$ , экз./усилие) или биомассы ( $Y_{W/f}$ , кг/усилие). Принимая, что при прочих равных условиях величина улова на единицу промыслового усилия определяется плотностью рыбного населения, полученные показатели могут интерпретироваться как индексы численности  $Y_{N_{Fish,Cell}}$  и биомассы  $Y_{W_{Fish,Cell}}$  каждого вида (Fish) с учётом селективности сети с заданным шагом ячеи (Cell).

### РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Материал контрольных обловов по разным водоёмам послужил основой для разработки методики анализа ихтиоценозов малых озёр.

Сам по себе единичное значение индекса численности или ихтиомассы не имеет существенного информативного значения. Вместе с тем, имея набор значений индексов по серии уловов разными сетями, мы получаем возможность оценки различных структурных

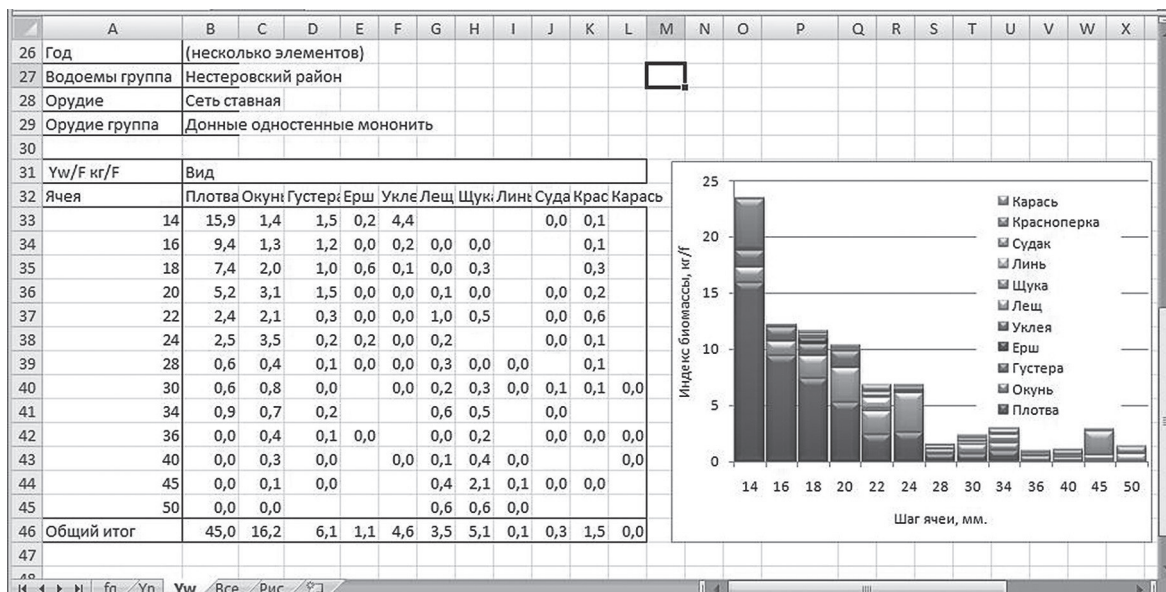


Рис. 1. Формат сводной таблицы Excel с расчётами некоторых характеристик ихтиофауны озёр Нестеровского района Калининградской области

характеристик ихтиофауны. Для анализа оценки проводится путём интеграции отдельных уловов в соответствии с заданными условиями. Такими условиями могут быть тип водоёма, его площадь, глубина, местоположение и т.п., а также время проведения и блужданий. Подобный анализ может быть легко проведён с помощью сводных таблиц Excel (рис. 1).

Рассмотрим основные характеристики ихтиоценоза, которые могут быть оценены на основе данных контрольных уловов и бором разноячейных сетей, и методы их интерпретации.

**1. Частота встречемости  $f_{Cell}$**  каждого вида рассчитывается как отношение количества обловов  $nY_{Cell}^{Fish}$ , в которых был встречён данный вид ( $Fish$ ), к общему количеству обловов  $nY_{Cell}$  сети с заданным шагом ячейки ( $Cell$ ):

$$f_{Cell}^{Fish} = \frac{nY_{Cell}^{Fish}}{nY_{Cell}}. \quad (1)$$

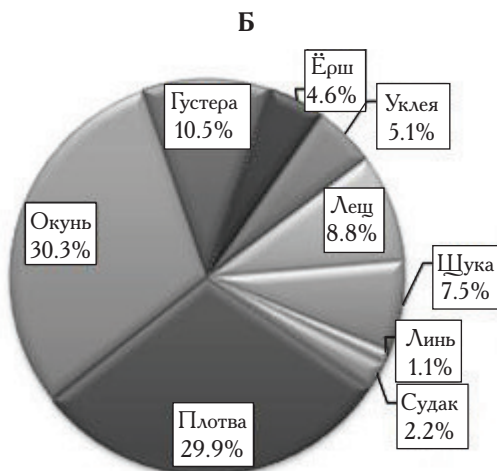
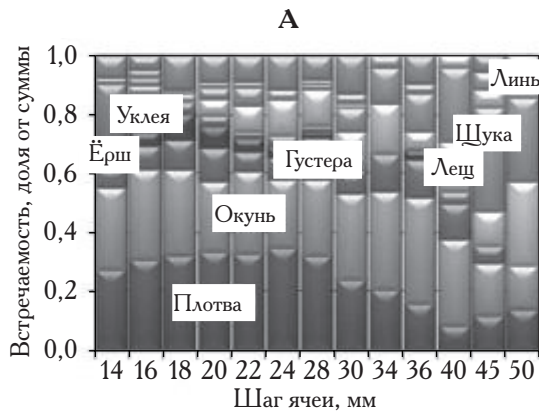


Рис. 2. Характеристики структуры ихтиоценоза озера Нестеровского района Калининградской области по

данным характеристикам позволяет судить о роли каждого вида рыбы в формировании улова сети с конкретной ячейкой. В последующем, анализируя совокупность частот встречемости вида ( $Fish$ ) в бором разноячейных сетей:

$$f_{Cell}^{Fish} = f_{Cell\ min}^{Fish} \dots f_{Cell\ max}^{Fish} \quad (2)$$

мы получаем некоторый логический размерной структуры популяции и вероятностную оценку её роли в ихтиоценозе (рис. 2, А). Проведя интеграцию частоты встречемости каждого из видов в связи с фактически полученным уловом с тем или иным шагом ячейки, можно дать характеристику ихтиоценоза в целом (рис. 2, Б). На примере, приведенных рисунков видно, что по частоте встречемости ихтиоценоза озера формируются за счёт плотвы, окуня, уклеи и ерша в его составе, представленной мелкими особями (которые отлавливаются сетями с шагом ячейки менее 36 мм), а также щукой, судаком и лещом для разноячейных сетей.

**2. Виртуальный размерный состав** в популяции данного вида рыбы ( $Fish$ ) может быть представлен к кривой борозничатых индексов численности ( $Y_{Cell}^{Fish}$ ) или биомассы ( $Y_{W_{Cell}}^{Fish}$ ) в уловах различных сетей с шагом ячейки от минимального ( $CellMin$ ) до максимального ( $CellMax$ ):

$$Y_{Cell}^{Fish} = Y_{Cell\ min}^{Fish}, \dots, Y_{Cell\ max}^{Fish}; \quad (3)$$

$$Y_{W_{Cell}}^{Fish} = Y_{W_{Cell\ min}}^{Fish}, \dots, Y_{W_{Cell\ max}}^{Fish}. \quad (4)$$

**3. Виртуальный размерный состав популяции** данного вида рыбы ( $Fish$ ), описываемый как совокупность долей по численности ( $\rho Y_{Cell}^{Fish}$ ) или биомассе ( $\rho Y_{W_{Cell}}^{Fish}$ ) в уловах различных сетей с шагом ячейки от минимального ( $Cellmin$ ) до максимального ( $Cellmax$ ):

$$\rho Y_{Cell}^{Fish} = \rho Y_{Cell\ min}^{Fish}, \dots, \rho Y_{Cell\ max}^{Fish}, \quad (5)$$

где 
$$\sum_{Cell\ min}^{Cell\ max} \rho Y_{Cell}^{Fish} = 1.$$

$$\rho Y_{W_{Cell}}^{Fish} = \rho Y_{W_{Cell\ min}}^{Fish}, \dots, \rho Y_{W_{Cell\ max}}^{Fish}, \quad (6)$$

где 
$$\sum_{Cell\ min}^{Cell\ max} \rho Y_{W_{Cell}}^{Fish} = 1.$$

Идентификатором размерной группы здесь выступают шаг ячейки (*Cell*). Независимой характеристикой размерно-возрастной структуры популяции, которую можно оценить только по улову оживлённым орудием, независимо от характеристик, позволяет судить о двух параметрах:

— пространственно-временной динамики размерной структуры популяции анализируемого вида (рис. 3, А);

— размерной структуре популяции с точки зрения выбора оптимального шага ячейки в сетях, который обеспечивает наибольшую эффективность промысла (рис. 3, Б).

Например, на рис. 3 отчётливо проявляется относительная стабильность состояния популяции ряпушки в течение трёх лет (отсутствуют урожайные поколения), и может быть выбран оптимальный ассортимент стальных сетей, обеспечивающий наибольшие уловы. В данном

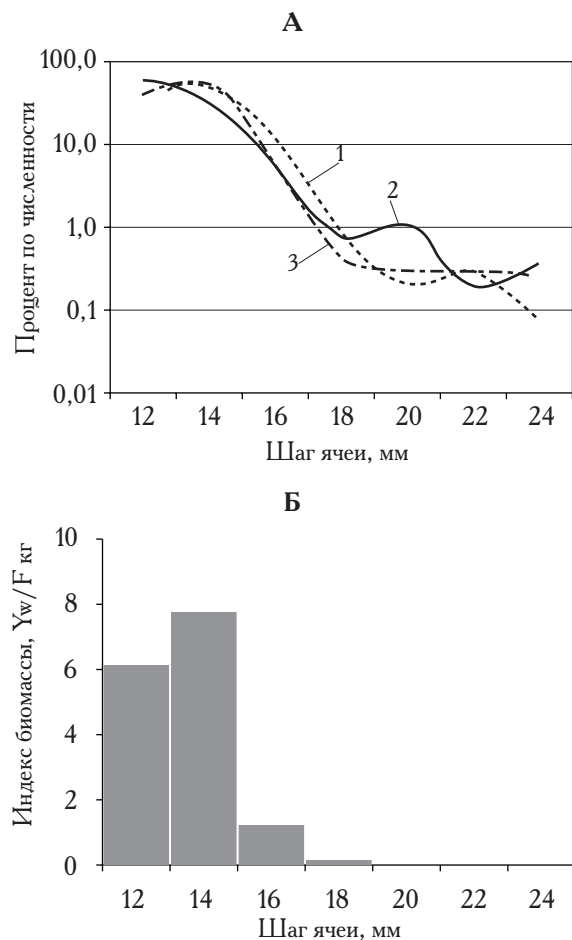


Рис. 3. Виртуальная размерная структура (А) и размерный состав (Б) по массе ряпушки оз. Виштынецкого Калининградской области

случае наиболее производительной является сеть с шагом ячейки 14 мм, которая даёт уловы до 8 кг/сетесутки, в отличие от традиционно используемой рыболовами сети 18 мм с уловом менее 1 кг в сутки.

**4. Виртуальный размерно-видовой состав** вписывается как комбинация значений индексов численности ( $Y_{N_{Fish,Cell}}$ ) или биомассы ( $Y_{W_{Fish,Cell}}$ ) каждого из видов рыбы (*Fish*), оцененного по улову каждого шага ячейки (*Cell*). Здесь, в отличие от популяционного уровня, переменными являются классы видов рыбы, так и шаг ячейки. Анализ данных характеристик позволяет судить о структуре ихтиоценоза исследуемого водоёма, его пространственной и временной изменчивости. Например, на рис. 4, А показаны характеристики размерно-видового состава ихтиоценоза озера Нестеровского Калининградской области, на рис. 4, Б — изменения размерно-видового состава ихтиоценоза оз. Виштынецкого по глубинам.

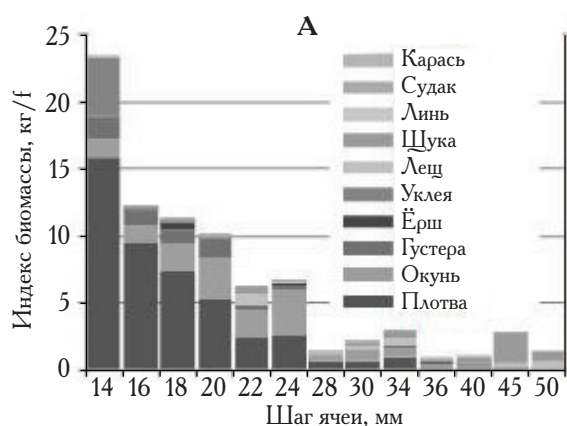
Приняв, что коэффициент абсолютной уловистости сетей с заданным шагом ячейки одинаков ( $q_{Cell}^{Fish} = const$ ), можно оценить относительную численность каждого вида как сумму индексов его численности во всех орудиях лов

$$Y_{N_{Fish}} = \sum_{Cell=min}^{Cell=max} Y_{N_{Fish,Cell}}$$

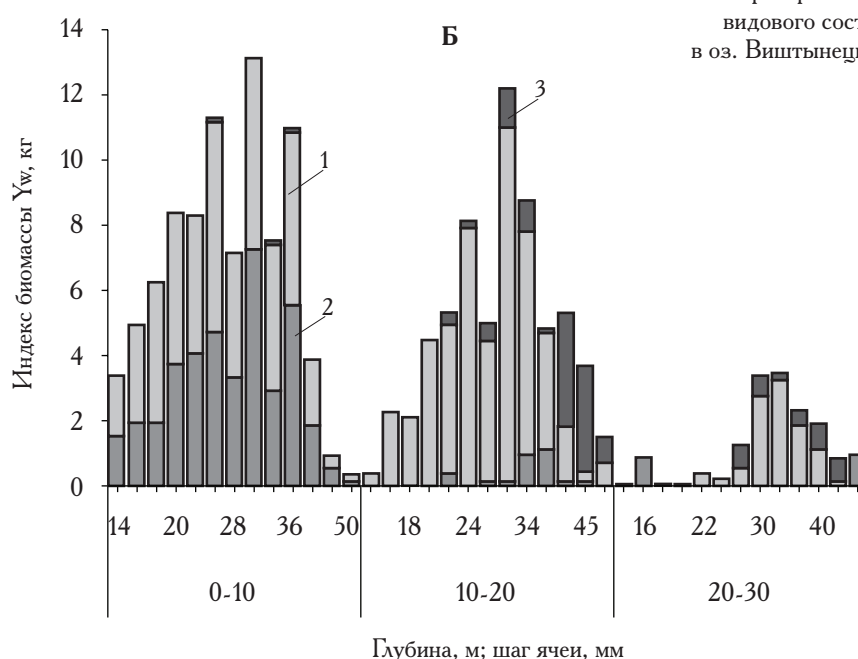
и виртуальную видовую структуру всего ихтиоценоза по численности  $\rho Y_{N_{Fish}}$  или биомассе  $\rho Y_{W_{Fish}}$ . Результат которого может быть представлен в виде круговой диаграммы, на логичной рис. 2, Б, но построенной уже не по частоте встречемости, по суммарным индексам численности или биомассы.

Заметим, что термином «состав» обозначается комбинация абсолютных значений индексов численности или биомассы всех видов рыбы или сетей с заданным шагом ячейки. Термин «структура» характеризует соотношение логических индексов, выраженных в долях от единицы или процентами [Шибев, 2004].

Слово «виртуальный» в данном случае подчёркивает, что рассчитанные характеристики не являются собственной характеристикой популяции или ихтиоценоза, представляет собой эмерджентное свойство, возникающее как результат взаимодействия рыбного сообщества



**Рис. 4.** Характеристики видового состава в ихтиоценозах мальных озёр (А) и пространственно-динамические характеристики видового состава промысловых рыб (Б) в оз. Виштынецком Калининградской области



с селективными характеристиками используемого орудия лов. Приняв, что последние являются стандартными в течение всего периода исследования, что достигается применением одного и того же набор орудий лов, мы получаем возможность вести мониторинг изменений структурных характеристик ихтиофауны по виртуальным структурам.

**5. Относительная численность и ихтиоценоз.** Под «относительной численностью» понимается некоторая величина, пропорциональная абсолютной численности, когда коэффициент пропорциональности неизвестен. В данном случае коэффициентом пропорциональности выступит коэффициент уловистости, который определяется двумя параметрами: 1) коэффициентом уловистости,

который может быть специфичен для каждого шага ячеи и вида рыбы. Применительно к стандартным сетям коэффициент уловистости, как правило, неизвестен; 2) доступностью объектов лов, который в свою очередь зависит от зоны облова. Для сетей этих зон также остается неизвестной. Предложения некоторых исследований принимать за зону облова площадь круга с диаметром равным длине сети [Трещев, 1983] представляются необоснованными.

Полученные в результате проведенных исследований материалы позволили провести объективную оценку структуры ихтиоценозов малых водоёмов Калининградской области. Наибольшими запасами рыб обладают пойменные реки с прилегающими водоёмами, уловы на которых составили в среднем 112 кг

н сетепост новку ст нд ртного порядк сетей ячейностью от 14 до 50 мм. В ихтиоценоз х т ких водоёмов преобл д ет плотв — 56,1% по м ссе, дост точно большое зн чение имеют рыбец и лещ — 15,5 и 6,4% по м ссе соответственно. Относительн я биом сс рыб в прочих тип х водоёмов (озёр , водохр нилищ , к рьеры, пруды) зн чительно меньше и н ходится н уровне 43–63 кг/сетепост новку. Преобл д ющ я роль плотвы в ихтиоценозе сохр няется для водохр нилищ — 66%. В прочих тип х водоёмов дост точно большой удельный вес приобрет ют и другие виды, в т.ч. в озёр х — окунь (60%), в пруд х — густер (55,6% по м ссе) (рис. 5).

### ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Полученные пок з тели относительной численности можно применить н пр ктике для определения возможного вылов в конкретном водоёме. Для этого предст вим ситу цию, что н некоторой площ ди проводится облов сетями длиной 25 м с р зным ш гом ячеи (от 14 до 25 мм). В результ те сумм рный единокр тный улов будет отр ж ть некоторую миним льную величину промысловой продуктивности д нного водоём . Проблем состоит в оценке площ ди водоём , н которую приходится этот улов. Попытки определения площ ди облов сети через р счёт р сстояния, с которого рыб

может подойти к сети, скорость движения рыбы и н логичные пок з тели предст вяются м лоперспективными, т.к. все эти п р метры очень сильно в рьируют. Поэтому для простоты можно принять, что сети выст влены в водоёме т к, чтобы между ними р сстояние было 100 м, что близко к огр ничениям, используемым в пр вил х рыболовств . В этом случ е, если попыт ться уст новить в водоёме м ксим льное количество ст нд ртных сетей длиной 25 м, ок жется, что н одну сеть придется площ дь, р вн я 1,25 г . Зн я величину улов , приходящуюся н одну ст нд ртную сеть, можно р ссчит ть миним льный улов, который может быть получен со всего водоём . Учтив я, что коэффициент уловистости ст вных сетей з ведомо меньше допустимого коэффициент изъятия, который для р зных видов рыб может сост влять от 10 до 50%, д нн я величин возможного улов обеспечив ет предосторожный х р ктер использов ния водных биоресурсов и может быть принят к к миним льн я величин общего допустимого улов в условиях дефицит информ ции.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предст вленный методический подход пок зывает возможность решения ряд к к теоретических, т к и пр ктических з д ч по исследов нию ихтиоценозов м лых озёр с ис-

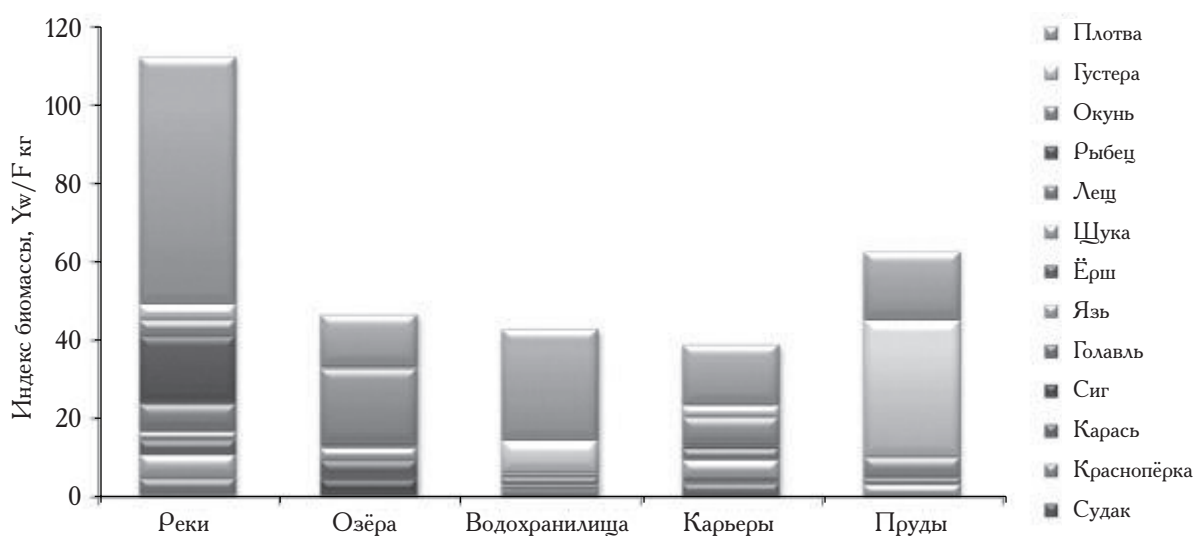


Рис. 5. Характеристик структуры ихтиоценозов р знотипных водоёмов К линингр дской обл сти по индексу биом ссы

пользованием и бор ст вных р зночнейных сетей, д ющих относительную оценку численности и биом ссы популяций рыб, в том случае, когда применение методики абсолютной оценки невозможно.

#### ЛИТЕРАТУРА

Шибает С. В., Соколов А. В., Новожилов О. А., Руйгитте Ю. К., Гулин Т. С., Б р новский П. Н., Алдушин А. В. 2009. Первые результаты ревизии современного состояния ихтиофауны озёр Калининградской области. // М тери лы VII междуна-

родной и учной конференции «Иннов ции в науке и обр зов нии», 20–22 октября 2009, Калининград, КГТУ. Ч. 1. С. 50–51.

Шибает С. В., Хлопников М. М., Соколов А. В. и др. 2008. Рыбохозяйственный кадастр трансграничных водоёмов России (Калининградская область и Литвы). Калининград: Изд-во «ИП Мишуткин». 200 с.

Шибает С. В. 2004. Системный анализ в рыбохозяйственных исследованиях. Калининград: Изд-во КГТУ. 311 с.

Трещев А. И. 1983. Интенсивность рыболовства. М.: Легкая и пищевая промышленность. 236 с.

## Method of Analysis of Ichthyocenosis in Small Water-Bodies of Kaliningrad Oblast by means of Catches of Gill Nets

*S. V. Shibaev, A. V. Sokolov*

Kaliningrad State Technical University (Kaliningrad)

e-mail: shibaev@klgtu.ru

The article is about a methodical approach to study of ichthyocenosis in small water bodies using a collection of gill nets with various cell-mess. It has been described a list of parameter which can be calculated on the base of catches and used for evaluation of the current state of ichthyocenosis and fish populations. It is analyzed a possibility of the interpretation of the results of studies to assess the relative abundance and potential yield.

**Key words:** Kaliningrad oblast, small water-bodies, gill nets, ichthyocenosis, species composition, abundance, biomass, fish population.

УДК 639.2.053.7

**Методы оценки ОДУ на основе  
биоэкономического моделирования***Р.Г. Бородин, Д.А. Васильев, Ю.Н. Ефимов*

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО,  
г. Москва)  
e-mail: borodin@vniro.ru

Рассмотрены общие подходы применения биоэкономических моделей для оценки ОДУ. Приведен пример анализа экономической эффективности промысла мойвы средствами биоэкономического моделирования.

**Ключевые слова:** оценка общего допустимого улова, биоэкономическое моделирование.

**ВВЕДЕНИЕ**

В последние десятилетия промысловая деятельность практически во всем мире беспрецедентно выросла как по эффективности (благодаря совершенствованию технологий), так и по промысловому потенциалу. Свидетельствует о росте влияния промысла и скорости воспроизводства ресурсов и результаты биоэкономического моделирования, начавшего развиваться с 1950-х гг., привели к всеобщему пониманию необходимости регулирования промысла с целью оптимизации производства и экономического выхода промыслов. Подход Гордона-Шефера [Gordon, 1953; Shaefer, 1954], получивший развитие в большом количестве дальнейших исследований, показал, что система «зипс — промысел» может быть подведена к состоянию, необходимому для получения максимального улова в его денежном выражении — максимального экономического улова (МЕУ).

При этом наблюдается явная тенденция к включению также и немонетаристских кри-

териев в биоэкономический анализ промысла, и пример, тем не менее, к сохранению морского биоразнообразия, защите видов, находящихся под угрозой исчезновения, а также других, неизмеряемых денежными величинами (ценность существования и ценность биоразнообразия спрос). Этот подход объединяет экономические и экологические критерии, которые часто конфликтуют друг с другом.

Одновременно в связи со значительными изменениями системы собственности в рыбохозяйственной отрасли, ее диверсификации, анализ экономической эффективности эксплуатации морских биоресурсов в настоящее время обретает особое значение. В этой связи в отечественной и мировой рыбохозяйственной науке проводятся интенсивные исследования с целью разработки и более эффективных мероприятий управления промыслом в дополнение к регулированию посредством общего допустимого улова (ОДУ) на основе сочетания административных, правовых, экономических (биоэкономических), биологических и технических мер.

Данный этап является развитием предыдущих работ в данном направлении (см., например, [Бородин и др., 2010]) и посвящен некоторым примерам построения практических биоэкономических моделей.

### ОСНОВНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Для оценки экономической эффективности промысла можно применить следующие показатели:

1. В ловой продукт в оптово-отпускных ценах:

$$TR = \rho C_s,$$

где  $\rho$  — цена единицы продукта.

2. Общие затраты:

$$TC = cf,$$

где  $c$  — затраты на единицу усилия.

3. Общая прибыль (доход):

$$D = TR - TC.$$

В ловой продукт промысла (возможна обратная добыча  $C_s$  как функция промыслового усилия  $f$ ) может быть записана в виде:

$$C_s = af(b - f)^{\frac{1}{n-1}},$$

где

$$a = \frac{q_2}{K_1};$$

$$b = \frac{q}{a}.$$

Стальная добыча на единицу промыслового усилия  $\frac{C_s}{f}$  может быть представлена как:

$$\frac{C_s}{f} = a(b - f)^{\frac{1}{n-1}}.$$

Для удобства анализа промысла многих из нас хорошим приближением к результатам выловов с изменением уловов на усилие будет случай, когда в уравнениях  $n = 2$ .

Тогда получим:

$$C_s = af(b - f).$$

$$\frac{C_s}{f} = a(b - f).$$

Колебания в величине  $n$  не изменяют характер дальнейших рассуждений.

В ловой продукт в оптово-отпускных ценах:

$$TR = \rho af(b - f).$$

Простейшая биоэкономическая модель промысла может быть представлена уравнениями:

$$\begin{aligned} C_s &= af(b - f); \\ TR &= \rho C_s; \\ TC &= cf. \end{aligned}$$

Проведем анализ этой модели в относительных координатах. Для этого введем следующие обозначения:

1. Цена одной единицы добычи  $\rho = 1,0$ .

2. Затраты на единицу промыслового усилия будут функцией  $c$  ( $c/\rho$  — отношение затрат на единицу промыслового усилия к цене единицы добычи).

3. Промысловое усилие  $f$  изменяется от 0 до 1.

4.  $MSD = -1,0$  при  $f = f_{MSY} = 0,5$ .

Приняв эти обозначения, зависимость  $TR = V(f)$  можно записать так:

$$V = af(b - f)$$

Величина  $V$  достигнет максимума при выполнении условия  $\frac{dV}{df} = 0$ , т.е.

$$\frac{dV}{df} = a(b - 2f) = 0.$$

Отсюда  $V_{max}$  будет получено при усилиии  $f = b/2$ .

Оценки параметров  $a$  и  $b$  составят:

при  $V = 0$ ;  $f = 1,0$  и  $0 = a(b - 1)$

и при  $V = 1,0$ ,  $f = 0,5$  и  $1,0 = 0,5(a - 1)$ , откуда  $b = 1$ ,  $a = 4$ .

Следовательно, можно записать:

$$V = 4f(1 - f).$$



Затраты на промысловое усилие  $TC = X$ :

$$X = cf,$$

откуда  $f_{MSY} = \frac{1}{2}$ .

Таким образом, максимальный в ловой продукт (максимальный улововещенный MSY) в оптово-отпускных ценах может быть

получен при усилии  $f_{MSY} = \frac{1}{2}$ .

Средний в ловой продукт на единицу усилия можно найти к:

$$\frac{V}{f} = 4(1-f).$$

Средние затраты на единицу усилия:

$$c = \frac{X}{f}.$$

Чистая экономическая прибыль  $D$  зависит от  $V$  и  $X$ , т.е.:

$$D = V - X = 4f(1-f) - cf.$$

$D$  достигнет максимума, если будет выполняться условие:

$$\frac{dV}{df} = \frac{dX}{df}$$

или

$$4(1-2f) - c = 0.$$

Допустим, что при промысловом усилии  $f = f_0$  промысел становится нерентабельным, т.е.  $D = V - X = 0$ . Стоимость возможной добычи в этом случае составит:

$$V_0 = 4f_0(1-f_0),$$

затраты на усилие:

$$X_0 = cf_0.$$

Приравняв правые части двух приведённых выше уравнений, получим:

$$c = 4(1-f_0).$$

Чистая экономическая прибыль достигнет максимума при  $f_{MЭП} = f_0$ :

$$D_{\max} = 4f_{MЭП}(1-f_{MЭП}) - 4(1-f_0)f_{MЭП}$$

или, подставив  $f_{MЭП} = \frac{f_0}{2}$  и сделав преобразование, получим:

$$D_{\max} = f_0^2.$$

Чистая экономическая прибыль на уровне MSY составит:

$$D_{MSY} = 1 - 2(1-f_0) = 2f_0 - 1.$$

Возьмём отношение:

$$\frac{D_{\max}}{D_{MSY}} = \frac{f_0^2}{2f_0 - 1},$$

которое характеризует, во сколько раз чистая экономическая прибыль  $D_{\max}$  больше чистой экономической прибыли от запаса на уровне MSY. Например, при  $f_0 = 0,75$   $D_{\max} > D_{MSY}$  примерно на 11%. В этом случае  $V_0$  будет ниже  $V_{MSY}$  и составит от  $V_{MSY}$ :

$$V_0 = 4\left(\frac{f_0}{2}\right)\left(1 - \frac{f_0}{2}\right) = 0,94.$$

Это говорит о том, что в данном случае при снижении в лового продукта на 6% можно получить чистую экономическую прибыль на 11% больше, сократив затраты на промысловое усилие на 24%.

Если добыча на единицу промыслового усилия пропорциональна запасу, то можно записать следующие соотношения:

$$\frac{\frac{C_s}{f}(D_{\max})}{\frac{C_s}{f}(D_{MSY})} = 2 - f_0$$

и

$$\frac{\frac{C_s}{f}(D_{\max})}{\frac{C_s}{f}(D_0)} = \frac{1 + f_0}{2 - f_0}.$$

В нашем примере  $f_0 = 0,75$  добыча на единицу промыслового усилия при  $D_{\max}$  в 1,25 раз больше, чем при  $D_{MSY}$ , и в 3 больше, чем при  $D = 0$ .

Тем образом, несколько уменьшив вылов и при этом значительно сократив затраты на промысловое усилие  $f$ , можно получить максимальную экономическую прибыль от промысла.

Если интенсивность промысла будет увеличена до уровня  $f_{MSY}$ , то средний вылов в ловушке в оптово-отпускных ценах на единицу усилия ( $V/f$ ) будет всегда больше средних затрат на единицу усилия ( $X/f$ ).

Случай, при котором  $\frac{dV}{df} = \frac{dX}{df}$ , называют критическим и говорят, что критический возврат (marginal return) равен критическим затратам (marginal cost).

Анализируя этот случай, что интенсивность промысла выгодно увеличивать лишь до тех пор, пока остается меньше  $V/f$ . Прибыль  $D$  будет максимальной при  $f_{MEY}$ . Уровень усилия  $f_{MSY}$  соответствует максимальной устойчивой вылове  $MSY$ .

В зависимости от целей регулирования промысла (получение максимальной  $V$  или максимальной  $D$ ) его интенсивность следует увеличивать до  $f_{MSY}$  или  $f_{MЭП}$  соответственно. Если уровень усилия окажется больше  $f_{MSY}$ , интенсивность вылова и добычи уменьшится, и получение этой продукции нерентабельно. При этом, если затраты на единицу усилия постоянны, то, сократив промысловое усилие, можно получить сразу же и больший вылов в ловушке, и некоторую экономическую прибыль.

Тем образом, анализ условий получения чистой экономической прибыли  $D$  показывает, что  $D_{max}$  может быть получен при определенном промысловом усилии  $f_{MЭП}$  меньше, чем то, которое соответствует  $f_{MSY}$ , и при этом добыча на уровне  $f_{MEY}$  будет также несколько меньше  $MSY$ .

Для критических целей не менее важно оценить и уровень запасов  $N$ , соответствующий  $D_{max}$ . Зависимость между стоимостью добычи  $V_i$  и запасом  $N_i$ , которая может быть записана как:

$$V = 4N(1 - N),$$

где  $0 < N < 1,0$ ;

$$MSY = 0,5;$$

$$C_s = (0 \div 1) MSY,$$

затраты на промысловое усилие как:

$$X = c(1 - N),$$

где  $c$  — отношение затрат на единицу промыслового усилия к цене добычи на единицу промыслового усилия.

Дополнительно между  $V$  и  $X$ :

$$D = 4N(1 - N) - c(1 - N).$$

Кривая  $D(N)$  будет иметь максимум при:

$$N_{MEY} = 0,5 + \frac{c}{8}.$$

В точке  $D = 0$  уравнение для затрат на промысловое усилие можно записать в виде:

$$X_o = c(1 - N_o),$$

и

$$V_o = 4N_o(1 - N_o).$$

Так как в точке  $D = 0$ , затраты  $X_o$  равны стоимости добычи  $V_o$ , то:

$$C(1 - N_o) = 4N_o(1 - N_o),$$

откуда  $C = 4N_o$ .

Кривая  $D(N)$  имеет максимум при:

$$N_{MЭП} = \frac{1 + N_o}{2}.$$

Чистая экономическая прибыль на уровне  $N_{MЭП}$  соответствует  $D_{max} = 1 - N_o$ .

Отношение  $D_{max}$  на уровне запаса  $N_{MEY}$  к  $D_{MSY}$  на уровне запаса  $N_{MSY}$  записывается как:

$$\frac{D_{max}}{D_{MSY}} = \frac{(1 - N_o)^2}{1 - 2N_o}.$$

Если принять, что добыча на единицу промыслового усилия  $\frac{C_s}{f}$  пропорциональна запасу  $N$ , то можно записать следующие отношения:

$$\frac{\frac{C_s}{f}(D_{max})}{\frac{C_s}{f}(D_{MSY})} = 1 + N_o.$$

и

$$\frac{C_s(D_{\max})}{f} = 0,5 \left( 1 + \frac{1}{N_o} \right).$$

Для моделей, которым соответствуют симметричные кривые  $V(N)$ , зависящие от  $N_{MEY}$ , соответствующий  $D_{\max}$  лежит между:

$$N_{MSY} \leq N_{MЭП} \leq (1 - N_o)N_{MSY} + N_o.$$

Семейство кривых  $V(N)$  для модели типа Пелл-Томлинсон описываются уравнением:

$$V = \frac{N(1 - N^{n-1})}{b},$$

где

$$b = \left( \frac{1}{n} \right)^{n-1} \left( \frac{n}{n-1} \right).$$

При  $n > 2$  кривые  $V(N)$  скошены вверх и будут иметь максимум при:

$$N_{MSY} = \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{n-1}}.$$

Эта зависимость  $D(N)$  может быть записана в виде:

$$D = \frac{(N - N_o)(1 - N^{n-1})}{b}.$$

Этапишем отношение  $D_{\max}$  к  $D_{MSY}$ :

$$\frac{D_{\max}}{D_{MSY}} = \frac{(N - N_o)(1 - N^{n-1})}{(N_{MSY} - N_o)(1 - N_{MSY}^{n-1})}.$$

Кривая  $D(N)$  имеет максимум при зависимости  $N_{MEY}$ , которое определяется из соотношения:

$$nN^{n-1} = N_o(n-1)N_{MEY}^{n-2} + 1.$$

Возьмем, например, случай, когда  $n = 3$ , тогда:

$$N_{MEY} = \frac{(N_o + \sqrt{N_o^2 + 3})}{3}.$$

Отношение величины зависимости от  $N_{MEY}$ , обеспечивающего  $D_{\max}$  к зависимости от  $N_{MSY}$ , соответствующему MSY, можно записать в виде:

$$\frac{N_{MEY}}{N_{MSY}} = \frac{(N_o + \sqrt{N_o^2 + 3})}{\sqrt{3}}.$$

Чистая экономическая прибыль для случая  $n = 3$ :

$$D_{\max} = \frac{[3(N_{MEY} - N_o)(1 - N_{MEY}^2)]}{2 \left( \frac{1}{\sqrt{3}} N_o \right)}.$$

Теперь рассмотрим зависимость между зависимостью  $N$  и промысловым усилием  $f$  для некоторых основных случаев.

Известно, что:

$$C_s = qfN$$

и

$$C_s = \frac{N(1 - N^{n-1})}{b}.$$

Отсюда:

$$F = qf = \frac{(1 - N^{n-1})}{b}$$

$$(f = 1,0 \text{ при } N_{MSY} = 0,5)$$

или для зависимости, обеспечивающего MSY,

$$F_{MSY} = \frac{(1 - N_{MSY}^{n-1})}{b}.$$

Возьмем три критических случая изменения  $f$  (примем  $f_i = \frac{F_i}{F_{MSY}}$ ):

1.  $C_s = 0; f = 0$  (зависимость полностью исчез);
2.  $D_o = 0; f_o < f$  (промысел нерентабелен);

3.  $D = D_{\max}; f_{MEY}$  (н ибольш я чист я экономическ я прибыль).

Для этих трёх случаев н ходим соответствующие  $f$ :

1.  $f = \frac{1}{(1 - N_{MSY}^{n-1})} = \frac{n}{n-1} N_{MSY}$ ;
2.  $f_o = f(1 - N_o^{n-1})$ ;
3.  $f_{MEY} = f(1 - N_{MEY}^{n-1}) = \frac{n}{n-1}(1 - N_{MEY}^{n-1})$ .

Э п с  $N_{MEY}$ , соответствующий MEY, н ходится в предел х  $N_{MSY} < N_{MEY} < N_{\max}$ .

Обозн чим отношение стоимости всей продукции  $V$  к промышленным з тр т м н уровне

з п с  $N_{MSY}$  к к  $\vartheta = \frac{V}{X}$ , тогд :

$$N_{MEY} = \frac{2\vartheta + 1}{4\vartheta}.$$

Н пример [Holt, 1975], если  $\vartheta = 1,0$  н уровне з п с  $N_{MSY}$ , то МЭП может быть получен н уровне  $N_{MEY} = 0,75 N_{\max}$ . При  $\vartheta = 1,2$ ,  $N_{MEY} = 0,71 N_{\max}$  и отношение

$$\frac{C_{MEY}}{C_{MSY}} = 0,82.$$

К к видно, с увеличением  $\vartheta$   $N_{MEY}$  приближ ется к уровню  $N_{MSY}$ , но всегд при  $\vartheta > 1,0$  промысел будет рент бельным при  $N_{MSY} < N_{MEY}$ .

Следов тельно, в любом случ е з п сы выгоднее эксплу тиров ть н уровне з п с выше, чем  $N_{MSY}$ .

Все р ссмотренные случ и относятся к ситу ции, когд з п сы н ходятся в ст бильном ур вновешенном состоянии, т кие условия получения возможной прибыли, к к время, в течение которого можно окупить з тр ты, коэффициенты дисконтиров ния и др., не учитыв лись.

Один и тот же доход  $TR$  можно получить и з  $t$  лет, и з  $2t$  лет. Следует т кже подсчит ть, будет ли выгоднее получить, н пример, доход  $TR$  сейч с или, ск жем,  $2TR$  через десять лет, или ежегодно получ ть  $\frac{TR}{t}$  при-

быль. Чтобы ответить н эти вопросы, необходимо про н лизиров ть условия, при которых мы можем достигнуть м ксим льной выгоды в р зных ситу циях, т.е. решить з д чи оптимиз ции.

Возможн я добыч  $C_t$  в году  $t$  является функцией промышленного усилия  $f_t$  и з п с  $N_t$ . В свою очередь, з п с  $N_t$  изменялся под действием промышленного усилия в предшествующие годы, т.е.  $N_t(f_{t-1}; f_{t-2}; \dots)$ .

Доход  $TR$ , полученный в году  $t$ , может быть выр жен к к:

$$TR = \rho_t q f_t N_t(f_{t-1}; f_{t-2}; \dots),$$

где  $\rho_t$  — цен единицы продукции в году  $t$ .

Чистую экономическую прибыль, полученную к к р зность между доход ми и з тр т м, можно предст вить к к:

$$D_t = TR_t - C_t f_t \{ \rho_t q f_t N_t(f_{t-1}; f_{t-2}; \dots) - C_t f_t \}.$$

Упр вляя величиной добычи  $C_t$  или промышленного усилия  $f_t$ , можно изменять чистую экономическую прибыль  $D_t$ . Для упр вления этими ф ктор ми и прогнозир ов ния ситу ции выбир ют определённый период времени (обычно не более 20 лет).

Общую чистую экономическую прибыль з период времени  $t$  можно подсчит ть, суммируя ежегодную чистую прибыль. Одн ко с экономической точки зрения эт сумм рн я прибыль без учё т к н зыв емого процент скид ки (discount rate) не имеет большого смысла . Если мы пыт емся оценить чистую прибыль в будущем году, то в р счёт х необходимо сдел ть соответствующую скидку (коэффициент дисконтиров ния). Одним из ст нд ртов для оценки т кой скидки может служить б нковский процент.

С учётом коэффициент дисконтиров ния возможн я чист я прибыль н второй год со ст вит  $(1 + K)D$ , н третий год —  $(1 + K)^2 D$ , через  $t$  лет —  $(1 + K)^t D$ .

При коэффициенте мгновенного дисконтиров ния, р вном  $\delta = \ln(1 + K)$ , выр жение для будущей чистой прибыли  $PV$  (present value) в году  $t$  з пишется к к:

$$PV_t = D e^{-\delta t}.$$

Тогда будущая чистая прибыль  $PV$  для ряд лет  $0 \div T$  может составлять:

$$PV = \sum_0^{T-1} \frac{1}{(1+K)^K} \{ \rho_t q N_t (f_{t-1}; f_{t-2}; \dots) - C_t \} f_t$$

или, в общем виде:

$$PV = \int_0^T D(t) e^{-\delta t}.$$

С помощью данного уравнения можно оценить ежегодные затраты (промысловое усилие), соответствующие максимальному чистой экономической прибыли. Для этого следует также найти оптимальный запас  $N^*$ . Этот запас и соответствующую ему уравновешенную добычу  $C_s$  при определённых коэффициентах дисконтирования можно найти следующим образом.

Чистая экономическая прибыль  $D$  в единицу времени  $t$  равна:

$$D\Delta t = D(N, f)\Delta t = (\rho C_s - cf)\Delta t = (\rho C_t(N) - c)f\Delta t = [\rho - c(N)]C_s\Delta t,$$

где:

$$C_s(N) = \frac{c}{C_t(N)}.$$

Если принять  $C_s\Delta t = 1,0$ , то затраты примут вид:

$$cf\Delta t = \frac{C}{C_t(N)} C_s\Delta t = c(N)C_s\Delta t = c(N).$$

Из этого уравнения следует, что  $c(N)$  равно затратам на получение единицы продукции на уровне запаса  $N$ .

Максимальная дисконтированная чистая экономическая прибыль  $PV$  (при положительном коэффициенте дисконтирования  $\delta > 0$ ) выражается как:

$$PV = \int_0^{\infty} e^{-\delta t} D(N, f) dt = \int_0^{\infty} e^{-\delta t} \{ \rho - c(N) \} C_s(t) dt.$$

## НЕКОТОРЫЕ ПРИМЕРЫ БИОЭКОНОМИЧЕСКОГО АНАЛИЗА СИСТЕМ «ЗАПАС — ПРОМЫСЕЛ»

### ЭКСПЛУАТАЦИЯ ЗАПАСОВ СИНИХ КИТОВ.

Рассмотрим экономические факторы при эксплуатации запасов синих китов. Их первоначальная численность  $N_1$  составляла 150 тыс. голов. В основу управления положим критерий получения максимального устойчивого улова (MSY). Используя логистическую модель, определяем, что  $MSY = 2000$  китов при запасе  $N_{MSY} = 75$  тыс. китов. Следовательно, надо довести первоначальную запаса  $N_1$  в соответствии с критерием получения MSY до уровня  $N_{MSY}$ . На международном рынке в 1930-е гг. цена продукции, полученной из одного среднего синего кита, составляла 10 тыс. долларов США. Значит, при принятом критерии MSY, при уровне 2000 китов, ежегодно можно было бы получить 20 млн долларов. Однако для доведения запаса до уровня  $N_{MSY}$  добывающая промышленность может пойти другим путём, именно добыть китов можно быстрее 75 тыс. китов и получить прибыль 750 млн долларов. За тем инвестировать в не дежную индустрию или положить в банк минимум под 5% в год и получить ежегодно 37,5 млн долларов. Отсюда видно, что для достижения одного и того же биологического эффекта (получение MSY) можно идти разными путями с различной выгодой.

Добывающие страны в целом пошли на более экономически выгодным путём. В 1930-е гг. не существовало запротестованных критериев управления запасами китов, и китодобывающие страны быстро истребили на более экономически выгодных синих китов. Естественно, целенаправленный промысел синих китов в силу их редкого обнужения стал невыгодным, хотя при случайной встрече может составлять неплохую прибыль.

Найдём оптимальные уровни запаса  $N^*$ , соответствующие максимальной прибыли при определённых уровнях дисконтирования для различных финансовых лов. На основе логистической модели имеем:

$$F(N) = rN \left( 1 - \frac{N}{K} \right) \text{ и } C(N) = \frac{c}{N}.$$

Подставив эти выражения в уравнение:

$$\frac{d}{dN} \left\{ \left[ \rho - c(N) \right] F(N) \right\} = \delta \left[ \rho - \frac{c}{N} \right],$$

получим:

$$\frac{d}{dN} \left[ \left( \rho - \frac{c}{N} \right) rN \left( 1 - \frac{N}{K} \right) \right] = \delta \left( \rho - \frac{c}{N} \right).$$

Дифференцируя это уравнение по  $N$ , найдем выражения для оптимального  $N^*$ :

$$N^* = \frac{K}{4} \left[ \left( \frac{c}{\rho K} + 1 - \frac{\delta}{r} \right) + \sqrt{\left( \frac{c}{\rho N} + 1 - \frac{\delta}{r} \right)^2 + \frac{8c\delta}{\rho K r}} \right].$$

В этом уравнении сделаем следующие замены:

$$Z^* = \frac{N^*}{K};$$

$$Z_\infty = \frac{N_\infty}{K} = \frac{c}{\rho K};$$

$$v = \frac{\delta}{r},$$

где  $Z^*$  — доля  $Z^*$  от первоначального  $Z$ ;  $Z$  — параметр, характеризующий нерегулируемый промысел, когда  $Z$  не зависит от уровня ресурсивной прибыли;  $v$  — отношение коэффициента дисконтирования  $\delta$  к коэффициенту внутреннего роста  $r$ .

Подставив эти выражения в уравнение для оптимального  $N^*$ : получим:

$$Z^* = \frac{1}{4} \left[ 1 + Z_\infty - v + \sqrt{\left( 1 + Z_\infty - v \right)^2 + 8Z_\infty} \right].$$

Величина  $Z^*$  является функцией параметров  $Z_\infty$  и  $v$ . Нормализованные значения  $Z^*$  в зависимости от  $Z_\infty$  и  $v$  приведены в таблице 1.

Анализируя таблицу 1 можно заметить, что, например, при  $\delta = 0$  и  $v = 0$  оптимальный  $Z$  соответствует:

$$Z^* = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} Z_\infty$$

и, следовательно, он всегда выше, чем уровень  $Z$  при  $(Z_{MSY} = 0,5)$ , обеспечивающий получение  $MSY$ .

Теперь оценим оптимальные уровни  $Z$  при  $N^*$ , соответствующие максимальным прибылям при различных значениях коэффициента дисконтирования для различных финских лов.

Известно, что первоначальная численность финского лова  $N_1 = K = 400$  тыс. китов, относительное ежегодное пополнение  $r = 0,08$ , цена продукции  $\rho$ , полученной из одного среднего финского лова, составляла в 1930-е гг. 5000 долларов США.

С помощью таблицы 1 были получены оптимальные уровни  $Z$  при  $N^*$  и уровни внешней добычи  $C_s$  для различных финских лов при различных коэффициентах дисконтирования  $\delta$  (таблица 2).

Из таблицы 2 видно, что оптимальный  $Z$  при  $N^*$  и соответствующая ему внешняя добыча  $C_s$  очень чувствительны к уровню дисконтирования  $\delta$ . При  $\delta = 20\%$  оптимальный  $Z$  резко снижается (до 60 тыс. китов), внешняя добыча  $C_s$  составляет менее половины  $MSY$ .

Таким образом, в первоначальном этапе китобойного промысла, когда снимался естественный (некопленный)  $Z$  при низком относительном пополнении можно очень быстро получить и большую экономическую чистую прибыль. При этом увеличение коэффициента дисконтирования  $\delta$  ведёт к большей разности между  $PV$ , полученной на уровнях  $MSY$  и  $MEY$ .

Ситуация, когда коэффициент дисконтирования небольшой, характерен для промысла, в котором стремятся к долговременной эксплуатации запасов (внутренние водоёмы, прибрежный промысел), и наоборот, в промысле в открытом океане, отличающемся большими капиталоёмкими и мобильностью, требуется большее значение скорейшему получению максимальной чистой экономической прибыли.

**Т блиц 1.** Нормализованные значения  $Z^*$  в зависимости от  $Z_\infty$  и  $v$

| $v / Z_\infty$ | 0    | 0,1  | 0,3  | 0,5  | 0,7  | 0,9  |
|----------------|------|------|------|------|------|------|
| 0              | 0,50 | 0,55 | 0,65 | 0,75 | 0,85 | 0,95 |
| 0,10           | 0,45 | 0,51 | 0,62 | 0,73 | 0,84 | 0,95 |
| 0,25           | 0,38 | 0,45 | 0,59 | 0,71 | 0,83 | 0,94 |
| 0,50           | 0,25 | 0,37 | 0,54 | 0,68 | 0,81 | 0,94 |
| 1,0            | 0    | 0,25 | 0,47 | 0,65 | 0,79 | 0,93 |
| 2,0            | 0    | 0,16 | 0,40 | 0,59 | 0,77 | 0,92 |
| 3,0            | 0    | 0,14 | 0,37 | 0,57 | 0,75 | 0,92 |
| 5,0            | 0    | 0,12 | 0,34 | 0,54 | 0,73 | 0,91 |

**Т блиц 2.** Оптимальные запасы  $N_{\text{опт}}$  и уровень вовлечения добычи  $C_s$  при различных значениях коэффициента дисконтирования  $\delta$

| $\delta, \%$ | $N_{\text{опт}}, \text{голов}$ | $C_s, \text{голов}$ |
|--------------|--------------------------------|---------------------|
| 0            | 220 000                        | 7920                |
| 1            | 200 000                        | 8000                |
| 3            | 163 000                        | 7726                |
| 5            | 133 000                        | 7094                |
| 10           | 86 000                         | 5406                |
| 15           | 67 000                         | 4485                |
| 20           | 59 000                         | 4024                |
|              | 40 000                         | 2880                |

Это приводит, соответственно, к увеличению уровня дисконтирования.

Таким образом, биоэкономический анализ китобойного промысла в Антарктике показывает, что резкое сокращение запасов сых крупных усатых китов (синего кита, горбатого, финвала) произошло в результате стремления получить как можно скорее и в большей чистую экономическую прибыль в конечном этапе освоения ресурсов.

**Биоэкономический анализ промысла мойвы.** Оценить экономическую эффективность существующих мер регулирования промысла мойвы невозможно без конкретизации промысловых систем (судов и орудий лова), используемых для облова данного вида. Поскольку в настоящее время промысел мойвы ведётся различными странами с использованием различных судов и орудий лова для полного биоэкономического анализа необходимо иметь экономические данные по всей их совокупности.

К сожалению, той информации в настоящее время нет и её появление в будущем предствляется маловероятным. В этой связи в своём анализе мы рассмотрели экономические спектры использования промысла мойвы лишь одного, хотя и очень важного, типа судов — судов типа РТМК-С «Моонзунд», которые действительно в промысле мойвы, в частности, компаниями, входящими в консорциум «Мурманский торговый флот».

Входными экономическими данными для расчётов послужили издержки на суда типа РТМК-С «Моонзунд» по следующим статьям расходов: износ инвентаря, охрана труда, заплаты, прочие вспомогательные материалы, в лютные и рублёвые выплаты экипажу, затраты по доставке экипажа, портовые услуги в отечественном порту, почтово-телеграфные расходы, погрузочно-выгрузочные, отчисления на рекламу, отчисления на ремонт, отчисления на отстой, прочие накладные расходы, амортизация, затраты на портовые услуги в иностранном порту, топливо и смежные материалы, вспомогательные материалы, транспортные материалы, износ орудий лова, выгрузка продукции в порту, транспорт по доставке продукции, хранение продукции в порту и др. Все издержки были разделены на условно постоянные (не зависящие от промыслового усилия и улова), также и затраты, пропорциональные промысловому усилию или объёму вылова.

В качестве цены за единицу улова мойвы использовались средние цены в 12 руб. за кг.

К сожалению, не было возможности учесть возможную стоимость судами типа «Моонзунд» рыбной муки.

В биоэкономическом анализе использовались следующие основные упрощающие условия допущения:

— цена продукции не зависит от объёма вылов (гипотеза идеально эластичного спроса);

— неизменность структуры затрат, также стоимости факторов производства во времени;

— улов на единицу промыслового усилия пропорционален биомассе промыслового ресурса с постоянным во времени коэффициентом пропорциональности;

— зависимость «затраты — пополнение» описывается функцией Рикера;

— относительная селективность промысла не зависит от времени и промысловой обстановки.

Расчёты основывались на следующих соотношениях:

$$F_a = fs_a;$$

$$N_a = N_{a-1} \exp(-M_{a-1} - fs_{a-1});$$

$$C_a = \frac{N_a fs_a}{M_a + fs_a} [1 - \exp(-M_a - fs_a)];$$

$$\frac{Y}{R} = \left( \sum_{a=1}^n C_a w_a \right) / R;$$

$$\frac{SSB}{R} = \left( \sum_{a=1}^n N_a w_a MAT_a \right) / R;$$

$$SSB_e = \frac{1}{b} \left\{ -\ln \left[ \frac{1}{aSSB / R} \right] \right\};$$

$$R_e = \frac{SSB_e}{SSB / R};$$

$$Y_e = \frac{Y / R}{R_e},$$

где  $F_a$ ,  $N_a$ ,  $C_a$ ,  $s_a$ ,  $w_a$ ,  $MAT_a$ ,  $M_a$  — соответственно, значения мгновенного коэффициента промысловой смертности, численности, улова, относительной селективности, среднего веса особи, доли половозрелых рыб и мгновенного коэффициента естественной смертности в возрасте  $a$ ;  $f$  — коэффициент, зависящий от промыслового усилия;  $R$  — пополнение;

$Y_e$  — устойчивые уловы;  $R_e$  — устойчивое пополнение;  $SSB_e$  — устойчивая величина биомассы нерестового ресурса;  $a$  и  $b$  — параметры кривой «затраты — пополнение» Рикера; также:

$$C/f = kB;$$

$$TR_e1 = kB_e \rho - K_{eff} f - C_e K_{catch} (f = 1);$$

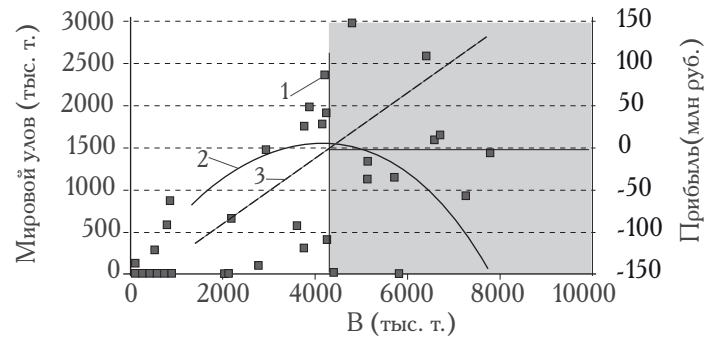
$$TR_e2 = (kB_e \rho - K_{eff} f - C_e K_{catch}) (Y_e / C_e),$$

где  $TR_e1$  — оценка чистой прибыли одного судна (как функция промыслового усилия) при допущении о его пренебрежимо малом вкладе в общий промысел;  $B_e$  — устойчивая величина биомассы ресурса;  $k$  — коэффициент пропорциональности между биомассой ресурса и уловом на единицу усилия;  $K_{eff}$  — коэффициент пропорциональности между издержками, пропорциональными усилию, и величиной усилия;  $K_{catch}$  — коэффициент пропорциональности между издержками, пропорциональными улову, и величиной улова судна  $C$ ;  $\rho$  — цена за единицу массы выгруженного улова;  $TR_e2$  — оценка чистой прибыли судов типа «Моонзунд» в предположении, что промысел ведётся только судами данного типа; отношение  $(Y_e / C_e)$  выражает количество судов типа «Моонзунд», необходимое для выбора квоты, равной устойчивому улову.

Статистический анализ экономической эффективности ведения промысла мойвы судами типа «Моонзунд», проведённый при использовании гипотезы о пренебрежимо малом вкладе судов данного типа в величину общего промыслового усилия, привёл к следующему результату (рисунок 1), показывающему, что условия для рентабельного ведения промысла судами данного типа наступают лишь при значениях биомассы ресурса свыше 4,3 млн тонн.

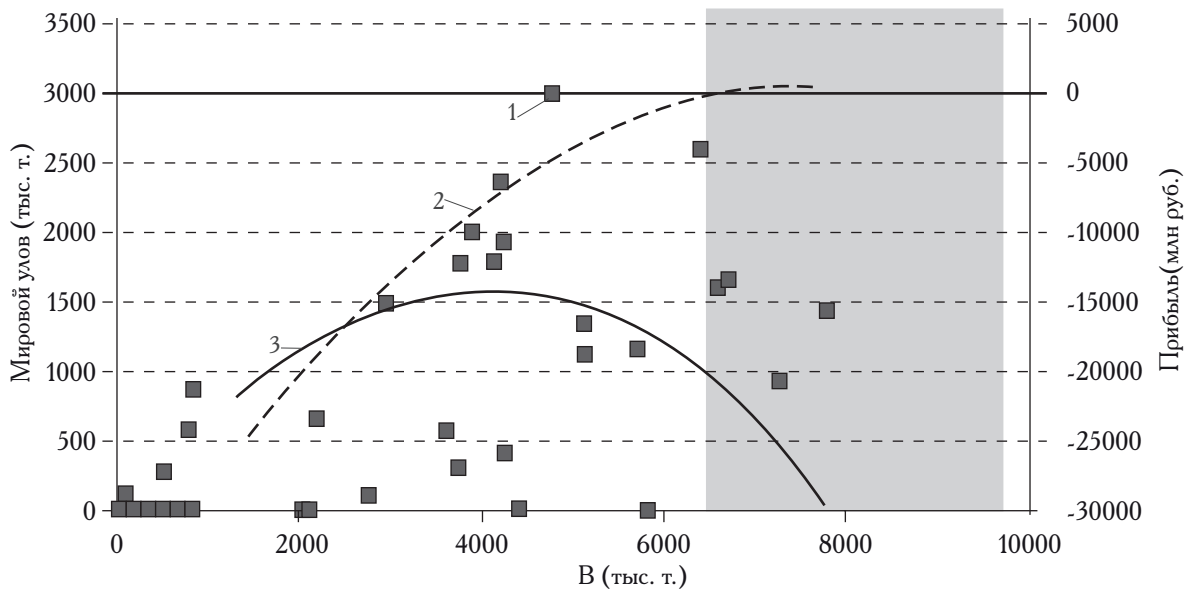
Рисунок 2 иллюстрирует гипотетическую ситуацию, при которой весь промысел мойвы ведётся только судами данного типа. Как показывают расчёты, в данном случае оптимальная с экономической точки зрения биомасса ресурса составила около 7 млн тонн, что в истории наблюдалось лишь дважды: в 1975 и 1991 гг. Из рисунка также видно, что лишь при столь высоких значениях биомассы ресурса гипотетический промысел, ведущийся только судами типа «Моонзунд», может быть рентабельным.





**Рис. 1.** Прибыль судна типа «Моонзунд» при условии его пренебрежимо малого вклада в общее промысловое усилие на промысле.

1 — мировой улов, 2 — устойчивый улов, 3 — прибыль судна типа «Моонзунд»



**Рис. 2.** Кривая устойчивой прибыли в гипотетической ситуации выбора всей мировой квоты судами типа «Моонзунд»

1 — мировой улов, 2 — прибыль судна типа «Моонзунд», 3 — устойчивый улов

Необходимо отметить, что расчёты были проведены в условиях существенного дефицита информации, в связи с чем их результаты могут рассматриваться только как предварительные. При появлении более надёжной и всесторонней информации расчёты могут быть уточнены.

Таким образом, проведённый анализ позволил получить предварительную оценку целевой биомассы для экономической оптимизации промысла мойвы с использованием судов типа «Моонзунд», которая составляет около 7 млн т. При этом экономически rentбельным

использование судов данного типа становится при биомассе более 4,3 млн т.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, для решения проблемы рационального использования морских биоресурсов необходимы научно обоснованные рекомендации по регулированию их промысла.

Повышение эффективности промысла в большой степени зависит от надёжности прогнозов изменения запасов и вероятных оптимальных стратегий, опирающихся на выбранные критерии (принципы) управления запасами.

Для научного подхода к исследованию эксплуатации биоресурсов необходимо последовательное проведение тех операций, к которым относятся измерения, анализ, описание, моделирование и оптимизация системы «зпс — промысел» на конкретных примерах с учётом экономических факторов.

Для оценки экономической эффективности использования биоресурсов необходимо получение экономической информации о результатах промысла (т.е. цена единицы продукции, затраты на единицу промыслового усилия и т.д.). В условиях рынка получение тех данных весьма затруднительно.

Теоретический анализ биоэкономической модели показывает, что чистая экономическая прибыль  $D_{MEY}$  при эксплуатации биоресурсов на уровне  $V_{MEY}$  будет примерно на 11% больше, чем  $D_{MSY}$  на уровне  $V_{MSY}$  (уровень зпс, обеспечивающий получение MSY).

Следовательно, можно заключить, что несколько уменьшив общий допустимый улов и при этом сократив затраты на промысловое усилие, можно получить максимальную экономическую прибыль от промысла.

Большой возможный улов можно получить не только путём регулирования промысла, но также изменением размеров ячеи в орудиях лова, т.е. уровнем промыслового пополнения. Параметры промыслового усилия и уровень промыслового пополнения оказывают наиболее эффективное влияние на результаты промысла, и влияют на промысловую эффективность. Регулирование промысла с помощью этих двух параметров даёт возможность организовать оптимальный (эвме-

трический) промысел. При эвметрическом промысле средняя величина зпс будет оставаться приблизительно постоянной, что является одним из основных условий устойчивого промысла. Это объясняется тем, что увеличение уровня промыслового пополнения приводит к увеличению общей биомассы зпс, соответствующее увеличение промыслового усилия уменьшает её. Так как эвметричность промысла является необходимым условием оптимальности, то способы изменения величины промыслового усилия и уровня промыслового пополнения являются взаимодополняемыми, альтернативными.

Проведённый анализ показывает, что использование современных методов оценки ОДУ с учётом экономических параметров промысла даёт возможность организовать более эффективное использование биоресурсов, получение максимальной экономической прибыли от промысла и сохранение зпс на высоком высокопродуктивном уровне.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Бородин Р.Г., Ефимов Ю.Н., Васильев Д.А.* 2010. Биоэкономическая оптимизация промыслового использования морских биоресурсов // Труды ВНИРО. Т. 149. С. 25–32.
- Gordon M.S.* 1953. An Economic Approach to the Optimum Utilization of Fishery Resources // J. Fish. Res. Bd. Canada. 10, 7. P. 442–457.
- Holt S.J.* 1975. Aspects of Determining the Level for Maximum Sustainable Yield // FAO ACMM/MM/ES/29. P. 1–7.
- Shaefer M.B.* 1954. Some Considerations in Relation to the Management of the Commercial Marine Fisheries // J. Fish. Res. Bd. Canada. Vol. 4 (5). P. 669–681.

## Method of TAC Assessment on the Basis of Bioeconomic Modeling

*R. G. Borodin, D. A. Vasilyev, Yu. N. Efimov*

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: borodin@vniro.ru

General approaches of implementation of bioeconomic modeling for TAC assessment are given. An example of analysis of capelin fishery economic efficiency by means of bioeconomic modeling is presented.

**Key words:** total allowable catch assessment, bioeconomic modeling.

УДК 639.2.053.7

**К пересмотру правил управления промыслом  
норвежской весенне-нерестующей сельди***Д. А. Васильев<sup>1</sup>, Ю. Н. Ефимов<sup>1</sup>, А. И. Крысов<sup>2</sup>*

<sup>1</sup> Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ФГУП «ВНИРО», г. Москва)

<sup>2</sup> Полярный научно-исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии им. Н. М. Книпович (ФГУП «ПИНРО», г. Мурманск)

e-mail: [dvasilyev@vniro.ru](mailto:dvasilyev@vniro.ru)

Предложен модифицированный действующий план управления запасом норвежской весенне-нерестующей сельди, связывающий выбор целевого значения промысловой смертности с оценками пополнения за определенный интервал предшествующих лет.

**Ключевые слова:** план управления промыслом, норвежская весенне-нерестующая сельдь.

**ВВЕДЕНИЕ**

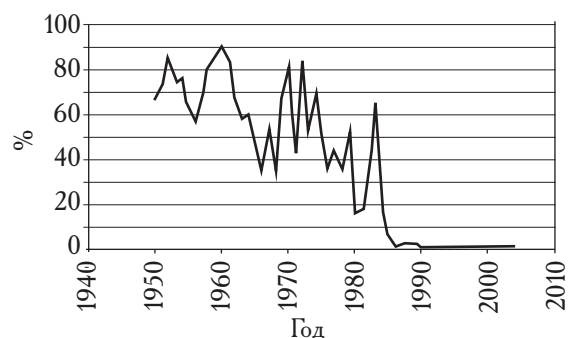
Современную историю регулирования промысла норвежской весенне-нерестующей сельди принято связывать с резким снижением численности запаса в 1960-е гг. Основной причиной коллапса запаса считается высокий пресс промысла на младшие возрастные группы [Fiksen, Slotte, 2002]. После коллапса был введен мораторий на промысел сельди, продлившийся почти 20 лет, был усилен контроль за ОДУ и установлен минимальный промысловый размер в 25 см.

И действительно, если посмотреть на процент (по численности) возрастных групп 0 и 1 в уловах (рисунок 1), то видно, что с середины 1980-х гг. прилов молодиста незначительным, в то время как ранее процент возрастных групп 0 и 1 в уловах (по численности) достигал 90%.

Результатом ограничения промысловой нагрузки и молодью и других мер регулирования,

о которых скажем ниже, стало восстановление запаса (рисунок 2).

На рисунке 3 приведено сравнение оценок относительной селективности промысла по возрастным группам до и после коллапса. Как видно, в современных условиях промысел базируется на более старших возрастных.



**Рис. 1.** Процент (по численности) особей в возрасте 0 и 1 в уловах

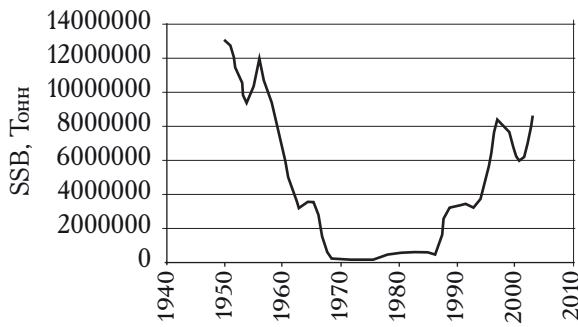


Рис. 2. Восстановление биомассы нерестового запаса (SSB) сельди после коллапса

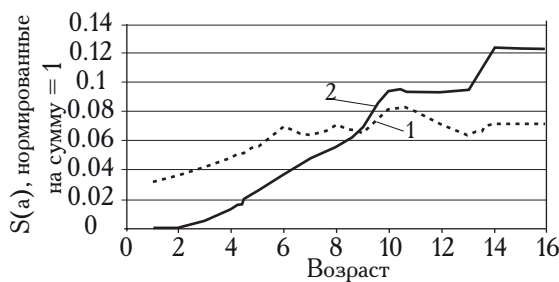


Рис. 3. Оценки относительной среднегодовой селективности промысла: 1 — до коллапса, 2 — после

Появились первые оценки параметров регулирования. Основными имевшейся информацией по зависимости «запас — пополнение» был определен минимальная биомасса нерестового запаса SSB, обеспечивающая «декадное» пополнение. Ее оценка составила 2,5 млн т. В качестве цели регулирования было определено восстановление запаса до этого уровня. При этом величина мгновенного коэффициента промысловой смертности была ограничена значением  $0,05 — F < 0,05$ . Появившееся в 1983 г. исключительно многочисленное поколение позволило биомассе нерестового запаса восстановиться, что дало возможность увеличить промысловую смертность. Увеличившийся запас стал выходить за пределы ИЭЗ Норвегии и становился объектом международного промысла.

Первые имитационные расчеты, и целенаправленные выработку современной схемы управления запасом, были проведены в 1994 г. [ICES, 1995], в 1996 г. Консультативный комитет ИКЕС дал следующую рекомендацию — поддерживать биомассу нерестового запаса

(SSB) выше величины MBAL (минимального биологически приемлемого уровня), которая составляет 2,5 млн т.

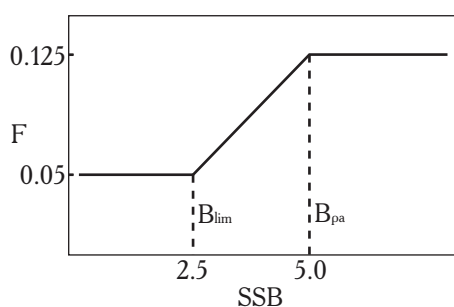
После обсуждения проблемы выбора конкретной модели «запас — пополнение» для запаса, характеризующегося отдельными очень многочисленными поколениями и длительными периодами пониженного пополнения, в том же документе сказано: «Предварительные среднесрочные имитационные подсчеты показывают, что режим управления, комбинирующий минимальную величину промысловой смертности в 0,15 и потолок вылов в 1,5 млн т., приводит к низкой вероятности снижения SSB ниже уровня MBAL на перспективу до 2006 г., в то время как каждая из этих мер, применяемая отдельно, приводит к значительной вероятности снижения SSB ниже уровня MBAL». Однако другие мотивировки, связанные с анализом перелом по росту, привели к выбору предосторожного уровня промысловой смертности  $F_{pa} = 0,15$  [ICES, 1996]. При этом имитационные расчеты и долгосрочную перспективу с использованием зависимости «запас — пополнение» двух типов показывают, что среднегодовой вылов достигнет максимума при  $F$  в диапазоне 0,13–0,15, независимо от используемой модели «запас — пополнение», что в принципе соответствует концепции минимального устойчивого улова (MSY). Таким образом, обоснование величины  $F_{pa} = 0,15$  имело комплексную основу: допустимую вероятность того, что SSB упадет ниже лимитирующего (границного) ориентира управления по биомассе в среднесрочной перспективе, а также значение  $F$ , оцененное из соображений достижения MSY. Однако при этом следует учитывать, что результаты среднесрочных имитационных расчетов зависят от начального состояния популяции, поэтому оцененные ориентиры управления не могут рекомендоваться для всех состояний запаса. В принципе свойства правил регулирования промысла (РРП) исследуются в рамках имитационных расчетов и долгосрочную перспективу.

Позднее [ICES, 1999] на основе имитационных расчетов и 10-летнюю перспективу были проведены исследования трех целей управления:

- минимального приемлемого улова;
- стабильности уловов;

— низкого уровня риск колл пс .  
 Н основ нии этих результ тов ИКЕС з -  
 ключил, что для снижения вероятности колл  
 пс и обеспечения меньшей межгодовой  
 изменчивости ОДУ имеет смысл несколько  
 снизить целевое зн чение  $F$ .

Эти результ ты послужили основ нием для  
 обсуждения пр вил регулиров ния промысл  
 н совещ нии стр н, прибрежных относитель-  
 но з п с сельди, и принятия в конечном ито-  
 ге схемы регулиров ния, котор я предст влен  
 гр фически н рисунке 4.



**Рис. 4.** Схем регулиров ния промысл сельди,  
 принят я н совещ нии стр н, прибрежных  
 относительн о з п с сельди

Следует отметить при этом, что понятие  
 о «приемлемом» уровне риск носит дого-  
 ворной х р ктер. В р зличные клим тические  
 эпохи д же при полном отсутствии промысл  
 з п сы испытыв ют зн чительные колеб ния,  
 особенно в боре льных экосистем х, в связи  
 с чем риск снижения биом ссы з п с ниже  
 некоторого жел емого уровня никогда не будет  
 нулевым. Кроме того, результ ты имит цион-  
 ных р счётов с мым непосредственным обр -  
 зом з висят от результ тов р счётов по той или  
 иной модели и оценок п р метров, полученных  
 по этой выбр нной модели. Для оценок п р -  
 метров х р ктерн весъм зн чительн я нео-  
 пределённость, поэтому и результ ты любых  
 имит ционных р счётов весъм условны.

Ещё более тум нно предст вление о допу-  
 стимом уровне межгодовых колеб ний в ОДУ,  
 это вообще не вопрос биологической н уки,  
 вопрос жел ний промышленности. В з висимости  
 от особенностей н цион льных экономик  
 промышленность может быть ориентиров н  
 н р зличные цели: грубо говоря, н пример,

взять побольше, пок это допуск ется состоя-  
 нием з п с , д льше видно будет.

По этим причин м следует призн ть, что  
 принят я прибрежными стр н ми схем упр в-  
 ления промыслом сельди является не более чем  
 продуктом договорённости, т.е. «непротивле-  
 ния сторон». При этом, к к пок з но выше,  
 он ещё более «предосторожн », чем предо-  
 сторожный подход, принятый в ИКЕС.

Уже в последнее время Тьельмел н и Ро-  
 тинген [Tjelmeland, Røttingen, 2009] провели  
 имит ционные р счёты, которые подтверди-  
 ли, что  $F = 0,125$  ниже, чем  $F$ , соответствующее  
 MSY, величин которого, в свою очередь,  
 ближе к р нее одобренной ИКЕС величине  
 $F = 0,15$ .

#### ОЦЕНКА ВОЗМОЖНОГО РЕТРОСПЕКТИВНОГО ВЫЛОВА СЕЛДИ ПРИ РАЗЛИЧНЫХ ЗНАЧЕНИЯХ ПРОМЫСЛОВОЙ СМЕРТНОСТИ

К к известно, в соответствии с пл ном  
 упр вления з п сом норвежской весенне-не-  
 рестующей сельди ЕС, Ф рерские остров ,  
 Исл ндия, Норвегия и Россия согл сились  
 в 2001 г. и в последующие годы огр ничить  
 свой промысел величин ми ОДУ, соответствую-  
 щими промысловой смертности менее 0,125  
 для соответствующих возр стных групп.

В то же с мое время зн чение  $F_{pa}$  для это-  
 го з п с оценив ется в 0,15. Нед вно р боч я  
 групп ИКЕС] WGWIDE, 2010 [подтвер-  
 дил , что зн чение промысловой смертности,  
 соответствующее стр тегии получения м к-  
 сим льного устойчивого улов ( $F_{MSY}$ ) т кже  
 близко к 0,15.

К к было пок з но выше, ведение промысл  
 в режиме  $F = 0,125$  не имеет под собой убеди-  
 тельных н учных основ, является следствием  
 достигнутой прибрежными стр н ми политиче-  
 ской договорённости. Более того, з ч стую по-  
 сле 2001 г. ф ктические зн чения взвешенной  
 по численности з п с промысловой смертно-  
 сти для возр стных групп 5–14 (т к н зыв -  
 емые «соответствующие» возр стные группы)  
 в соответствии с оцenk ми, полученными, н -  
 пример, р бочей группой по широко р спреде-  
 лённым з п с м 2010 г. [ICES, 2010], были  
 выше требуемых 0,125 и более близки 0,15.

Поскольку ф ктические уловы в большин-  
 стве годов последнего десятилетия зн чительно

отличались от значений, предписываемых промыслом на уровне  $F = 0,125$ , основной задачей стала оценка возможной динамики запасов и уловов для ситуаций «точного» управления промыслом на уровне  $F = 0,125$  и  $F = 0,15$  и сравнения их с оценками для реально имевшей место ситуации.

С этой целью нами были выполнены и проделанные вперёд по времени расчёты динамики запасов, для которых статистическими значениями численности запасов по возрастным группам были взяты оценки, полученные в рамках ретроспективных расчётов, проведённых в рабочей группе ИКЕС [ICES, 2010] по моделям TASACS и TISVPA [Vasilyev, Tjelmeland, 2007].

В расчётах использованы те же значения мгновенного коэффициента естественной смертности, доли половозрелых рыб и среднего веса особей в запасе и уловах по возрастным группам и годам, что и в расчётах, выполненных в рабочей группе WGWIDE 2010 г.

Требуемые значения взвешенных по численности запасов коэффициентов промысловой смертности для возрастных групп 5–14 (0,125 или 0,15) для каждого года распределялись по возрастным группам в соответствии с оцененной с использованием моделей TASACS или TISVPA [WGWIDE, 2010] в рамках ретроспективных расчётов относительной селективностью промысла по годам и возрастным группам.

Оценки пополнения для 2001–2008 гг. были взяты теми же, что были получены в рамках ретроспективных расчётов с использованием моделей TASACS и TISVPA, для 2009–2010 гг., в силу их низкой надёжности оценки пополнения, были заменены среднегеометрические за 1988–2006 гг. [ICES, 2010]. Причиной этому служит то, что функциональная связь между запасом и пополнением для этого запаса весьма слаба и пополнение в большей степени обусловливается факторами среды.

Расчёты показали, что промысел в режиме  $F = 0,125$  привёл бы к заметным потерям в общем кумулятивном улове по сравнению с гипотетической ситуацией ведения промысла в режиме  $F = 0,15$ . В зависимости от модели, чьи параметры были положены в основу прогнозных расчётов, возможные потери за 2001–2009 гг. составили бы: для расчётов, основанных

на параметрах модели TASACS, — 1116 тыс. т; для расчётов, основанных на параметрах модели TISVPA, — 1072 тыс. т.

#### ПРЕДЛОЖЕНИЯ ПО ПЕРЕСМОТРУ СХЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ ЗАПАСОМ СЕЛЬДИ

На совещании стран, прибрежных относительно атлантико-северного запаса сельди (г. Лондон, Великобритания, 13–14 октября 2011 г.), по инициативе российской делегации было принято решение о проведении в первой половине 2012 г. заседания специальной рабочей группы по началу процесса пересмотра плана управления данным запасом. Предложение российской делегации было подкреплено специальным докладом, в котором был рассмотрен и проанализирован исторический опыт работы и применения мер регулирования промысла сельди и приведены дополнительные доводы в пользу пересмотра мер регулирования, принятых прибрежными государствами. Отметим, что на предыдущем (2010 г.) совещании стран, прибрежных относительно запаса сельди, российской делегацией уже прозвучала возможность перейти на расчёт ОДУ при промысловой смертности, равной 0,15 при величине биомассы нерестового запаса, превышающей её установленное целевое значение (здесь и далее имеется в виду среднее значение мгновенного коэффициента промысловой смертности для возрастных групп 5–14, причём при усреднении значения коэффициентов промысловой смертности взвешиваются по оценке численности для данной возрастной группы). К сожалению, тогда это предложение не нашло поддержки большинства прибрежных стран. В докладе, подготовленном и представленном российской делегацией в 2011 г. на совещании стран, прибрежных относительно запаса сельди, было повторно предложено повышение целевого уровня промысловой смертности с 0,125 до 0,15. Отмечалось, что рабочей группой ИКЕС по широко распределённому запасу был проведён анализ существующих мер регулирования и ориентиров управления запасом сельди с точки зрения концепции MSY, внедрённой в практику ИКЕС. Расчёты показали, что величина промысловой смертности  $F = 0,15$  вполне согласуется с кон-

цепцией  $MSY$ . Таким образом, обоснование выбора данной величины промысловой смертности в качестве целевой имеет комплексную основу: обеспечение достаточной вероятности того, что биом нерестового запаса не упадёт ниже лимитирующего (границного) ориентира управления по биомассе в среднесрочной перспективе, а также соответствие данного целевого значения промысловой смертности концепции  $MSY$ . Дополнительным доводом в пользу пересмотра мер регулирования является также переход в расчёт не использование новых оценок темпов созревания, что существенно меняет ретроспективу оценок нерестового запаса и, соответственно, должно изменить оценки биологических ориентиров управления.

Как было показано в ходе вышеизложенного обсуждения, имеются все «научные» основания для увеличения целевого значения промысловой смертности до 0,15. Однако следует учитывать и «психологические» особенности партнёров по переговорам. С одной стороны, существующая схема управления промыслом действует уже 10 лет и вполне устраивает, например, Норвегию, которую больше интересует экономическая отдача от промысла, чем весовой вылов. С другой стороны, в последние годы неметилось снижение биомассы запаса, что также не способствует восприятию уместности повышения целевого уровня промысловой смертности.

В этой связи российской стороной был предложен рассмотреть на совещании по пересмотру плана управления запасом сельди компромиссный вариант, в котором были заданы обе величины целевой промысловой смертности: 0,125 и 0,15. Осуществить это было предложено описанным ниже образом.

Напомним, что в рамках традиционных схем управления запасом рекомендуем величину промысловой смертности зависит от оценки биомассы нерестового запаса на прогнозный год. Напомним также, что для текущей оценки биомассы, тем более для прогнозных её оценок характерен значительный уровень неопределённости. В анализе рисков применения тех или иных планов управления эта неопределённость, как правило, должным образом учитывается, что, естественно, при-

водит к определённому снижению целевого уровня промысловой смертности, призванному уменьшить риск снижения биомассы запаса ниже некоторой оговоренной величины в условиях неточного знания текущей биомассы.

В то же время для оптимально-сбалансированной сельди характерно исключительно врибельное пополнение, во многом определяемое факторами среды. В ретроспективных расчётах, выполняемых на Рбочей группе ИКЕС, численность пополнения рассчитывается для возраста 0 (см. рис. 5). Поскольку половозрелость наступает в возрасте 5 лет, то имеется 5-летний временной лаг между имеющейся оценкой пополнения и тем моментом, когда поколение внесёт свой вклад в нерестовый запас. Таким образом, средняя численность пополнения за несколько лет (например, пять) в условиях более-менее устойчивого промысла даёт возможность приближённо судить о биомассе нерестового запаса через 5 лет. На рисунке 6 представлены средние за пять лет значения пополнения, отнесённые к году, опережающему на 5 лет последний год усреднённого интервала, а также оценки биомассы нерестового запаса. Интересно отметить, что для оптимально-сбалансированной сельди коэффициент корреляции между этими величинами весьма высок и равен 0,83.

Были подготовлены и представлены на заседании Рбочей группы дополнительные материалы в обоснование российского предложения по пересмотру плана управления запасом сельди. В докладе, представленном российской делегацией, было показано, что привлечение к схеме

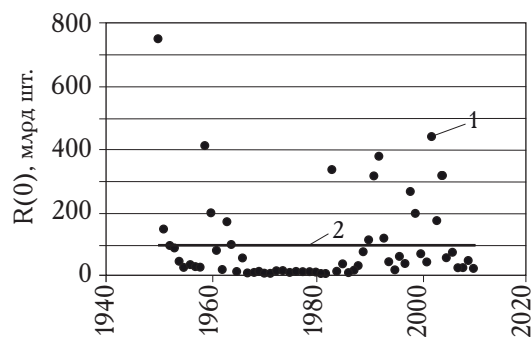
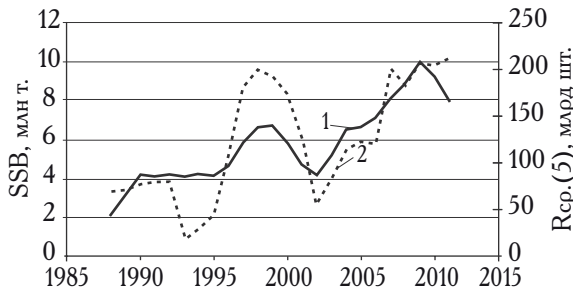


Рис. 5. Оценки численности пополнения (1) в возрасте 0 (результаты Рбочей группы ИКЕС по широко распределённому запасу [2011]) и их среднеемноголетнее значение (2)



**Рис. 6.** Сравнение средних за пять лет значений пополнения ( $R_{cp}(5)$ ), отнесенных к году, опережающему на 5 лет последний год усредняемого интервала, и оценок биомассы нерестового запаса (SSB)  
1 — SSB, 2 —  $R_{cp}$

упрвления оценок пополнения за ряд предшествующих лет позволяет повысить надёжность прогноза, поскольку оценка биомассы запаса в терминальный год, на которой основан выбор упрвляющей величины промысловой смертности в стандартных схемах упрвления, сопряжена со значительной неопределённостью. Было показано также, что на основании критерия тесноты корреляционной связи между биомассой нерестового запаса и средним уровнем пополнения за некоторый интервал предшествующих лет оптимальным является вариант, в котором ширина интервала составляет 6 лет, «здержка» между последним годом интервала и годом биомассы нерестового запаса составляет 4 год (см. таблицу 1).

Таким образом, предложенная нами модификация правил регулирования промысла состоит в следующем. Если средняя за 6 лет численность пополнения выше некоторого уровня (например, среднеегодового значения)

), то через 4 года мы, скорее всего, будем гарантированы от опасности резкого снижения биомассы нерестового запаса в связи с низким пополнением. В этом случае (т.е. для таких лет) мы предлагаем использовать для упрвления запаса более высокое (из двух имеющихся оценок) значение целевой промысловой смертности — 0,15. Если же средняя за 6 лет численность пополнения окажется ниже этого уровня (среднегодового значения), то через 4 года мы можем столкнуться со снижением биомассы запаса, и для таких лет целесообразно сохранить прежнее целевое значение промысловой смертности, используемое в схеме упрвления промыслом, принятой прибрежными государствами и равное 0,125.

При этом по критериям риска наступления неблагоприятных последствий для запаса такая схема упрвления практически не отличается от действующей в настоящее время, давая в то же время более широкие возможности для промысла, что было проверено с помощью специальной стохастической сценарной модели.

## Выводы

Предложенная нами модификация правил регулирования позволила бы и в прошлом рекомендовать промысел на уровне промысловой смертности, равной 0,15, с 2004 по 2013 гг., и лишь с 2014 г. вернуться к промыслу на уровне промысловой смертности, равной 0,125. Отметим также, что в 2008–2010 гг. реальный промысел фактически уже велся с промысловой смертностью, близкой к 0,15.

В заключение отметим, что изложенный подход обладает одним полезным свойством: если биомасса запаса в терминальный год, к к

**Таблица 1.** Коэффициент корреляции между средней за различные периоды усреднения величиной пополнения и биомассой запаса спустя различное количество лет после последнего года усредняемого интервала (здержка)

| Здержка / Период усреднения | 4     | 5            | 6            | 7     | 8     |
|-----------------------------|-------|--------------|--------------|-------|-------|
| 8                           | 0,423 | 0,448        | 0,490        | 0,554 | 0,636 |
| 7                           | 0,610 | 0,614        | 0,633        | 0,650 | 0,693 |
| 6                           | 0,771 | 0,761        | 0,770        | 0,768 | 0,770 |
| 5                           | 0,796 | <b>0,834</b> | 0,840        | 0,833 | 0,823 |
| 4                           | 0,648 | 0,781        | <b>0,845</b> | 0,832 | 0,820 |
| 3                           | 0,340 | 0,583        | 0,742        | 0,802 | 0,784 |
| 2                           | 0,085 | 0,286        | 0,541        | 0,697 | 0,760 |



привило, оценивается со значительной ошибкой, то оценки пополнения 5–10-летней давности уже весьма точны, поскольку хорошо обеспечены информацией за последующие годы, используемой в ходе ретроспективных расчётов численности запаса.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Fiksen Ø, Slotte A.* 2002. Stock-Environment Recruitment Models for Norwegian Spring Spawning Herring (*Clupea harengus*) // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 59. P. 211–217.
- ICES.* 1995. Report of the Atlanto-Scandian Herring, Capelin and Blue Whiting Assessment Working Group, 17–21 October 1994, Copenhagen // ICES Document CM 1996/Assess: 09. 150 p.
- ICES.* 1996. Report of the Northern Pelagic and Blue Whiting Fisheries Working Group (WGNPBW). 23–29 April 1996, Bergen, Norway // ICES Document CM 1996/ACFM: 14. 158 p.
- ICES.* 1999. Report of Working Group on Widely Distributed Stocks (WGWISE 1999).
- ICES.* 2010. Report of Working Group on Widely Distributed Stocks (WGWISE 2010).
- Tjelmeland S., Røttingen I.* 2009. Objectives and Harvest Control Rules in the Management of the Fishery of Norwegian Spring-Spawning Herring // ICES Journal of Marine Science. № 66. P. 1793–1799.
- Vasilyev D., Tjelmeland S.* 2007. History and Modern State of Stock Assessment Methodology for Norwegian Spring Spawning Herring // Application of New Technologies for Assessment of Marine Living Resources in the North-Eastern Atlantic. Murmansk. P. 28–40.

## To the Amendment of the Norwegian Spring-Spawning Herring Management Plan

*D. Vasilyev<sup>1</sup>, Yu. Efimov<sup>1</sup>, A. Krysov<sup>2</sup>*

<sup>1</sup> Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)

<sup>2</sup> Polar Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography (PINRO, Murmansk)

e-mail: [dvasilyev@vniro.ru](mailto:dvasilyev@vniro.ru)

A modification to the acting Norwegian Spring-Spawning herring management plan is proposed. The modification links the choice of the target fishing mortality value to the estimates of recruitment for the distinct interval of preceding years.

**Key words:** management plan, norwegian spring-spawning herring.

УДК 597.562–152.6.08 (268.45)

**Оценки уровней эксплуатации с северо-восточной арктической трески, соответствующих различным целям управления**Ю.А. Ковалёв<sup>1</sup>, Н.С. Клецов<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Полярный научно-исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии им. Н.М. Книпович (ПИНРО, г. Мурманск)

<sup>2</sup> Мурманский государственный гуманитарный университет (МГУ, г. Мурманск)  
e-mail: kovalev@pinro.ru

Презентирована биоэкономическая модель динамики системы с-промысел для северо-восточной арктической трески *Cadus morhua morhua*. В рамках модели оценены: максимальный долгосрочный улов — 655 тыс. т. и соответствующий уровень промысловой смертности  $F = 0,48$ ; максимальная среднегодовая прибыль от промысла трески — 13,7 млрд руб., получаемая при  $F = 0,23$ ; уровень промысловой смертности, при котором достигается максимальная трудоемкость в рыбодобыче от трески, при нулевом уровне рентабельности  $F = 0,85$ . Анализ модели показал, что существующий режим эксплуатации с трески, основанный на целевой смертности трески  $F = 0,4$  соответствует целям максимизации вылова и прибыли.

**Список сокращений:** СВА треска — северо-восточная арктическая треска, ИКЕС — международный совет по исследованию моря, MSY — максимальный устойчивый улов, СРНК — Смешанная Российско-норвежская комиссия по рыболовству.

**Ключевые слова:** треска, Баренцево море, модель, максимальный устойчивый улов, максимальная прибыль.

**ВВЕДЕНИЕ**

Управление рыбным промыслом может иметь различные стратегические цели: биологические, экономические и социальные [Хилборн, Уолтерс, 2001]. До недавнего времени в Российской Федерации ответственность Международного совета по исследованию моря основой регулирования являлось соблюдение принцип предосторожного подхода [ICES, 2003]. При этом эксплуатация большинства промысловых запасов осуществлялась на максимальном возможном уровне, допустимом при единственной цели управления — недопущение переловов по пополнению [Бобин, 2000]. В последние годы ИКЕС также выполняет оценку целевых ориентиров управления, обеспечивающих максимальный устойчивый улов (т.н. MSY-ориентиры) [ICES, 2010], и включает их в свои рекомендации по промыслу. При этом предполагается, что соблюдение принцип предосторожного подхода является первостепенной задачей, целевой ориентир  $F_{MSY}$  не должен быть выше  $F_{pa}$ .

В 2012 г. ИКЕС принял ориентиры MSY для северо-восточной арктической трески

[ICES, 2012]. Таким образом, рекомендации по промыслу этого вида позволяют реализовать две цели управления: поддержание запасов в биологически безопасных границах и обеспечение максимального устойчивого улова. Смешанная Российско-норвежская комиссия по рыболовству, осуществляющая регулирование рыболовства в Баренцевом море, принимает обе эти цели как стратегические [Основные принципы..., 2002]. Вместе с тем стратегия СРНК, сформулированная в данном документе, декларирует и другие цели управления запасами Баренцева моря в целом и трески в частности. К числу важнейших задач отнесены также: «обеспечение устойчивого развития рыбной промышленности» и «обеспечение устойчивого социального развития». Кроме того, упоминается, хотя и не декларируется формально, «достижение максимального возможной экономической выгоды», что может способствовать достижению «устойчивого развития» [Основные принципы..., 2002]. Известно, что достижение максимального устойчивого улова, либо максимальной прибыли от промысла, либо обеспечение максимальной трудовой занятости населения, имеющей отношение к «устойчивому социальному развитию», являются, как правило, целями противоречивыми друг другу, и необходим поиск разумного баланса между ними [Хилборн, Уолтерс, 2001; Титов, 2003]. Для этого необходимо определить уровни эксплуатации, соответствующие достижению вышеуказанных целей.

Цель работы — определить уровни промысловой смертности СВА трески, соответствующие максимальной прибыли от эксплуатации запасов и обеспечивающие максимальную трудовую занятость на промысле. Метод решения поставленной задачи — моделирование динамики популяции и промысла, включая его экономические параметры.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Оценки численности, биомассы нерестового запаса, коэффициентов естественной и промысловой смертности (годовые мгновенные коэффициенты смертности), средней массы одного экземпляра и доли половозрелых рыб в каждой возрастной группе приведены по материалам РБОЧЕЙ группы ИКЕС по арктиче-

скому рыболовству за 2011 г. [ICES, 2011]. Используются различные динамические численности трески и значения биологических параметров за период с 1946 по 2010 гг. Исключение составляют оценки уровня кнелизма, имеющие для периода после 1984 г.

Аппроксимация приводимых в работе зависимости математическими функциями, статистические расчёты и построение модели Баренцевоморской популяции СВА трески и моделирование промысла, выполнялись с помощью программных средств Excel.

В работе использована модель динамики численности и промысла СВА трески, разработанная для оценки её максимального устойчивого улова [Ковлёв, Коржев 2002; Kovalev, Bogstad, 2005; Ковлёв, 2006]. Данная модель была протестирована на реалистичность и в неё внесены некоторые изменения. По результатам тестирования был исключён блок моделирования зависимости скорости полового созревания от плотности популяции, изменена модель «запас — пополнение», естественная смертность в «плюс группе» (возраст 13 лет и старше) принят равной 1,0. В данной работе описываются только элементы модели, отличающиеся от её версии, используемой ранее [Ковлёв, 2006].

Стартовым годом модели был выбран 2004. Расчёты по модели выполнялись на сто лет вперёд, шагом 1 год. Для анализа использовались данные за последние 50 лет, чтобы исключить влияние стартовых значений на результат.

Для описания изменения численности пополнения трески (возраст 3 год) в зависимости от изменения биомассы нерестового запаса, был использована функция Бивертон-Холта [Beverton, Holt, 1957]. Описание динамики возможной изменчивости пополнения выполнено методом Бутстреп [Haddon, 2001], при этом на каждом шаге модели к пополнению, вычисленному по уравнению Бивертон-Холта, добавлялось отклонение, случайным образом извлекаемое из распределения.

Разработана «экономический блок» модели, позволяющий оценить затраты на промысел и прибыль. Данные о производительности судов на промысле трески и структурах российского промыслового флота по типам судов, участвующих в промысле, взяты из базы дан-

ных ПИНРО, обобщённой в «Обзор ход промысла» за период с 2003 по 2010 гг.

В модели оценено изменение суммы прибыли судов всех типов (в дальнейшем обозначается как «прибыль») в зависимости от выбранного уровня эксплуатации/зачёта промысловой смертности  $F$ . Величина прибыли от промысла оценена к средне-многолетний (за последние 50 лет) по результатам расчётов в модели.

## РЕЗУЛЬТАТЫ

**Экономический блок модели.** Состав промыслового флота и моделируемый вылов судов разного типа. Доли судов разного типа в общем вылове трески рассчитаны по данным из «Обзоров ход промысла» за средние за период с 2003 по 2010 гг. (табл. 1).

Основными судами трески были получены суда 7 типов. Вылов судов остальных типов не превышал 2% каждым из них и составил около 4% в совокупности. В модели учтены только участки судов, имеющих более 2% от вылова, т.е. сделано допущение о том, что промысел трески ведётся только российскими промысловыми судами перечисленных в таблице 1 основных типов. Структура промыслового флота и распределение квот между судами разного типа приняты постоянными во времени и равны средне-многолетним за период 2003–2010 гг. Таким образом, вылов трески судами каж-

дого из основных 7 типов в модели рассчитывается к постоянной доле (см. табл. 1) от моделируемого ОДУ.

Вылов пересчитывается в продукцию с использованием переводного коэффициента из сырья в рыбопродукцию, используемый СРНК [Протокол..., 2010], — 1,5. Таким образом, для упрощения модели сделано допущение о том, что вся продукция выпускается в виде замороженной потрошённой трески без головы, в связи с тем, что данный тип производимой из трески продукции преобладает в настоящее время.

**Стоимость судово-суток промысла.** Получены данные о стоимости судово-суток промысла весьма затруднительно в связи с тем, что они, как правило, составляют коммерческую тайну предприятия. Это вынуждает исследователей, анализирующих экономическую стоимость промысла трески, ориентироваться в большей степени на методики расчёта, использующие данные о расходах топлива судами разного типа и его цене [Комличенко и др., 2008, Шевченко, Беляев, 2009]. Однако при таком подходе не учитываются расходы на оплату труда экипажей судов, эксплуатационные расходы, стоимость промвооружения и многое другое, что приводит к существенному занижению себестоимости продукции при попытке её вычисления. В данной работе использованы имеющиеся в ПИНРО немногочисленные данные опро-

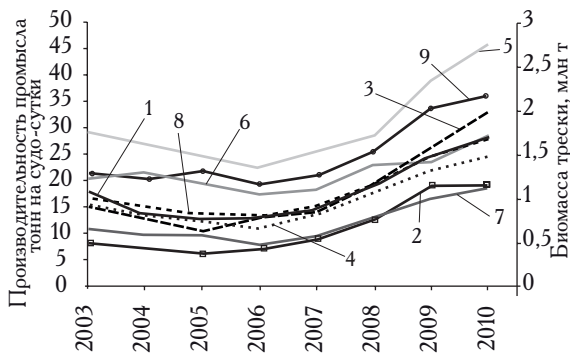
**Таблица 1.** Доли в общем вылове, средняя стоимость судово-суток промысла и производительность судов разного типа в промысле трески в 2003–2010 гг.

| Тип судна | Доля в общем вылове трески | Среднегодовая производительность, т/судово-сутки промысла | Коэффициент относительной производительности | Средняя стоимость судово-суток промысла, тыс. руб.* |
|-----------|----------------------------|---|--|---|
| ПСТ-М     | 0,15                       | 17,9  | 0,99   | 362   |
| СРТМ      | 0,18                       | 11,0  | 0,61   | 336   |
| СТМ       | 0,16                       | 18,0  | 0,99   | 349   |
| СТРА      | 0,03                       | 12,0  | 0,67   | 298   |
| КРМТ      | 0,08                       | 21,5  | 1,19   | 387   |
| Н/С-1     | 0,12                       | 16,2  | 0,90   | 382   |
| Н/С-2     | 0,24                       | 30,1  | 1,66   | 476   |
| Прочие    | 0,04                       |   |  |   |
| Средняя   |                            | 18,1  | 1,0  |   |

\* — усреднённые данные за 2011 г. по результатам опроса некоторых судовладельцев

сов судовладельцев о стоимости судов-суток при промысле трески в 2011 г. (см. т. бл. 1). Результаты опросов достаточно точно противоречивы и при получении средних величин корректировались экспертами.

Производительность промысла. Анализ данных об усреднённой по годам производительности судов основных 7 типов показывает, что её изменение синхронно во времени и хорошо



**Рис. 1.** Среднегодовая суточная производительность судов основных типов и траловом промысле трески, средняя производительность для судов всех типов и биомасса трески возрастов 5–10 лет и начло год : 1 — ПСТ-М; 2 — СРТМ; 3 — СТМ; 4 — Н/С-1; 5 — Н/С-2; 6 — КРМТ; 7 — СТРА; 8 — Средняя производительность; 9 — Биомасса трески

коррелирует с биомассой трески в возрасте 5–10 лет, составляющей основу уловов отечественного флота (рис. 1).

Высокий, статистически значимый коэффициент корреляции ( $r = 0,97$ ) позволяет использовать биомассу трески данных возрастных групп для моделирования изменения производительности промысла :

$$CPUE = 11,255 \times B_{5-10} + 0,8545, \quad (1)$$

где  $CPUE$  — среднегодовая суточная производительность судов всех типов и промысла трески (тонны на судно-сутки промысла),  $B_{5-10}$  — биомасса трески в возрасте 5–10 лет и начло год (млн т).

Принимая во внимание синхронность изменения производительности судов разных типов, рассчитываемая по модели средняя производительность приводилась к произво-

дительности судов каждого из основных типов с использованием усреднённого их соотношения (коэффициент относительной производительности в т. бл. 1).

Существуют объективные причины, ограничивающие производительность промысла. Она не может быть ниже уровня рентабельности, поскольку предприятия не могут вести убыточный промысел, и тем же не может превышать возможностей переработки рыбных судне. В связи с этим в рассматриваемой в данной работе модели производительность промысла судов каждого типа была ограничена минимальной и максимальной биомассами величин.

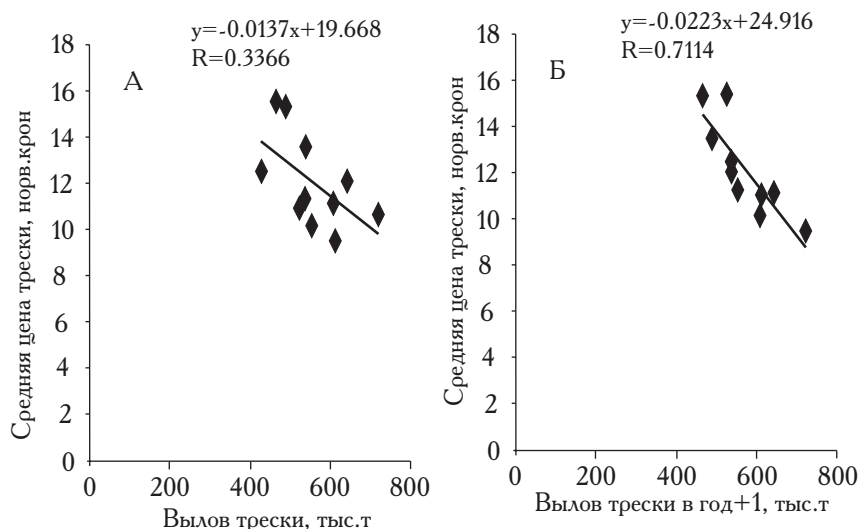
Рассмотрим ведение промысла. Таким образом, общие затраты на ведение промысла судами определённого типа в каждом моделируемом году рассчитывались как :

$$R_{fleet} = C_{fleet} / (CPUE \times k_{fleet}) \times r_{fleet}, \quad (2)$$

где  $C_{fleet}$  — вылов, полученный судами определённого типа (флотом  $fleet$ ) и рентабельный моделируемому общему вылову, умноженному на постоянный коэффициент, отражающий долю данного флота в общем вылове (см. т. бл. 1);  $k_{fleet}$  — постоянный коэффициент, отражающий отношение производительности данного флота к средней производительности всего промыслового флота (см. т. бл. 1);  $r_{fleet}$  — средняя стоимость судов-суток промысла судов данного типа (см. т. бл. 1).

Стоимость продукции. Наиболее полные и однородные данные о средней стоимости трески в первом звене продаж (оптовые цены) доступны на норвежском сайте объединения по сбыту рыбы-сырца [www.rafisklaget.no](http://www.rafisklaget.no).

Сравнение цен на треску с объёмом её вылова позволяет выявить отрицательную линейную зависимость между ними (рис. 2). Теснота этой связи может существенно меняться в зависимости от того, за какой период рассматриваются данные. Сравнение временной изменчивости вылова трески и средней цены позволяет заметить некоторое смещение (рис. 2А и 2Б). Так, зависимость цены от величины вылова следующего года оказалась более сильной, чем от вылова текущего года, и коэффициент детерминации для этих данных за период 2001–2011 гг. составил



**Рис. 2.** Среднегодовая цена 1 кг трески в первом звене продаж (оптовая цена) по данным норвежского статистического бюро по сбыту рыбы-сырца в 2001–2011 гг. и вылов трески в тот же год (А) или в следующий год (Б)

$r^2 = 0,71$  (рис. 2Б). На первый взгляд, такая зависимость кажется случайной, но, принимая во внимание реакцию современного рынка на прогнозы, мы считаем, что она может оказаться вполне закономерной. Например, в текущем 2012 г. новости о возможном существенном увеличении квоты трески в Балтийском море в 2013 г. стали причиной существенного падения цен на треску уже в начале лет, когда стали известны рекомендации ИКЕС на следующий год. Несмотря на существенные различия в тесноте связи между величиной вылова трески и её ценой в зависимости от того, какой период мы используем для оценки параметров линейной регрессии, или от того, используем ли мы сдвиг ряда вылова на +1 год, значения параметров линейной регрессии довольно близки. Для простоты реализации модели зависимости цены трески от величины вылова использована её зависимость, оценённая на всём ряде доступных данных (2001–2011 гг.) и без смещения во времени:

$$P_y = -0,0137 \times C_y + 19,668, \quad (3)$$

где  $P_y$  — оптовая цена трески в году  $y$  (в рублях по курсу 2012 г.);  $C_y$  — вылов трески (тыс. т) в году  $y$ .

Оптовая цена 1 кг трески зависит также от массы рыбы. По данным, полученным с сайта [www.rafisklaget.no](http://www.rafisklaget.no), были рассчитаны коэффици-

**Таблиц. 2.** Коэффициенты соотношения цены трески соответствующего веса к её средней цене без разделённых весовых категорий

| Вес трески   | Коэффициент |
|--------------|-------------|
| до 1 кг      | 0,754       |
| 1–2,5 кг     | 1,038       |
| Более 2,5 кг | 1,208       |

циенты для перехода от общей цены трески, моделируемой по уравнению (3), к цене рыбы соответствующей весовой группы (табл. 2).

Общая стоимость продукции, полученной судами определённого типа в каждом моделируемом году, в общем виде рассчитывается как:

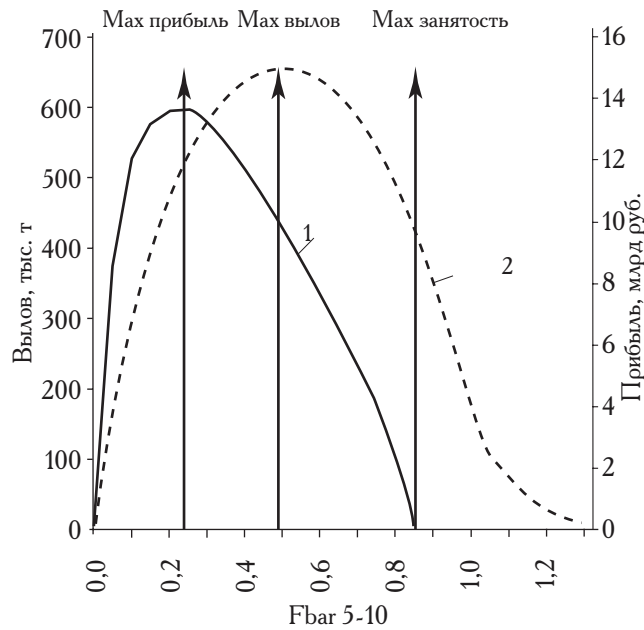
$$I_{fleet} = C_{fleet} / 1,5 * P. \quad (4)$$

Расчёт стоимости продукции выполнялся отдельно для каждой возрастной группы и с учётом среднего веса рыбы, в соответствии с которым подбирался коэффициент корректировки цены (см. табл. 2).

**Прибыль.** Чистая прибыль — это в ловлях прибыль минус налог на прибыль (с 1 января 2009 г. налог на прибыль равен 20%). Расчёт общей прибыли от промысла трески, полученной судами каждого типа, выполнялся как:

$$TI_{fleet} = (I_{fleet} - R_{fleet}) \times (1 - N), \quad (5)$$

где  $N$  — ставка налога на прибыль (в долевом исчислении).



**Рис. 3.** Зависимость усреднённых значений выловов и чистой прибыли от промысловой смертности (стрелки отмечены уровни смертности, соответствующие максимальным выловам, прибыли и занятости населения;  $F_{\text{bar } 5-10}$  — средняя промысловая смертность в возрастных группах от 5 до 10 лет)  
1 — Чистая прибыль; 2 — Средний вылов

### ОЦЕНКА УРОВНЕЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ ТРЕСКИ, СООТВЕТСТВУЮЩИХ МАКСИМАЛЬНОМУ УЛОВУ, МАКСИМАЛЬНОЙ ПРИБЫЛИ И МАКСИМАЛЬНОЙ ТРУДОВОЙ ЗАНЯТОСТИ

Оценки максимального устойчивого улова, рассчитываемые на основании среднего вылова за последние 50 лет моделируемого периода, составило около 655 тыс. т, соответствующий ей уровень промысловой смертности — 0,48 (рис. 3). Данные оценки очень близки к результатам, полученным ранее [Ковалёв, 2006]. Кривая зависимости вылова от промысловой смертности имеет относительно пологий максимум и моделируемый вылов близок к максимальному в дефицитной зоне  $F$  от 0,4 до 0,6. Максимум чистой прибыли составил 13,7 млрд руб. и достигался при уровне промысловой смертности — 0,23. Максимальная трудовая занятость в рыбодобывающей отрасли, соответствующая нулевому уровню рентабельности продукции (отношение чистой прибыли к полной себестоимости, выраженное в процентах [Бригхэм, Эрхардт, 2007]), достигается при промысловой смертности, равной 0,85.

При уровне эксплуатации, обеспечивающем максимальную прибыль, среднегодовое вылов снижается на 23% (до 503 тыс. т),

по сравнению с максимальным возможным его значением. Уровень рентабельности продукции при этом режиме эксплуатации составляет около 160%. В свою очередь, при эксплуатации, ориентированной на максимум вылова, прибыль сокращается на 26% (до 10,1 млрд руб.). Уровень рентабельности продукции при этом сокращается до 70%. Промысловый вылов трески при максимальном вылове будет находиться на уровне около 2,1 млн т, средняя величина нерестового запаса составит 540 тыс. т. При режиме, обеспечивающем максимальную прибыль, они составят — 2800 и 1100 тыс. т соответственно. При максимальной трудовой занятости промысловый вылов будет на уровне 890, нерестовый — 136 тыс. т.

Компромиссный вариант режима эксплуатации при сочетании целей максимизации вылова и прибыли может быть выбран в дефицитной зоне промысловой смертности 0,3–0,4. При этом снижение вылова и чистой прибыли от промысла (относительно их максимальных значений) будет менее значительным.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведённый модельный анализ показывает, что при регулировании промысла СВА

трески, ориентированном на получение максимального вылова, уровень эксплуатации (промысловой смертности) должен находиться в диапазоне от 0,4 до 0,6.

Максимальная прибыль от промысла трески может быть получена при более низкой промысловой смертности — 0,23, т.к. при таком режиме эксплуатации средняя цена трески будет выше вследствие сокращения объёма вылова, в то время как производительность промысла возрастёт, и соответственно, снизятся затраты на промысел.

При компромиссном варианте стратегии эксплуатации, учитывая ющем и величину вылова, и прибыль, уровень эксплуатации может находиться в диапазоне 0,3–0,4.

При постановке социальных задач в стратегии эксплуатации максимум трудовой занятости в рыбодобывающей отрасли достигается при нулевом уровне рентабельности и промысловой смертности, равном 0,85. Однако такой режим эксплуатации имеет повышенный риск подрыва запасов, т.к. уровень смертности будет выше ориентиров предосторожного подхода  $F_{ра}$  и  $F_{lim}$ , и следовательно, риск подрыва запасов по пополнению будет недопустимо высок. Кроме того, при подобном режиме эксплуатации вылов будет существенно (на 40%) ниже максимально возможного.

Согласно расчётам модели, существующий режим эксплуатации запаса трески, основанный на целевой смертности трески 0,4, обеспечивая эксплуатацию запаса, соответствующую цели максимизации вылова, также позволяет получить прибыль, близкую к максимальной возможной.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Бобылин В.К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова. М.: Изд-во ВНИРО. 192 с.
- Бриггэм Ю., Эрхардт М. 2007. Анализ финансовой отчетности // Финансовый менеджмент. Financial management: Theory and Practice. 10-е изд. / Пер. с англ. под ред. к.э.н. Е.А. Дорофеев. СПб.: Питер. С. 131.
- Протокол 39-й сессии Смешанной Российско-норвежской комиссии по рыболовству, 2010 г.
- Ковалёв Ю.А., Коржев В.А. 2002. Модель регулирования промысла лоботено-бренцевоморской трески // Вопросы рыболовства. Т. 3. № 2 (10). С. 264–276.
- Ковалёв Ю.А. 2006. Оценка максимального устойчивого улова северо-восточной арктической трески // Вопросы рыболовства. Т. 7, № 2 (26). С. 251–266.
- Комличенко В.В., Лукманов Э.Г., Шевченко В.Т., Громов М.С., Фомин С.Ю., Шевченко В.В. 2008. Биоэкономическая эффективность использования водных биологических ресурсов Бренцевом моря // Вопросы рыболовства. Т. 9. № 2 (34). С. 406–430.
- «Основные принципы и критерии долгосрочного, устойчивого управления живыми морскими ресурсами в Бренцевом и Норвежском морях» // Приложение 11 к протоколу 31-й сессии Смешанной Российско-норвежской комиссии по рыболовству. 2002.
- Титов Г.Д. 2003. Биоэкономические проблемы рыболовства: экономические и правовые проблемы. СПб. 77 с.
- Хилборн Р., Уолтерс К. 2001. Количественные методы оценки рыбных запасов. Выбор, динамика и неопределённость. Избранные главы / Пер. с англ. В.П. Максименко; под ред. В.С. Левина. СПб.: Политехник. 228 с.
- Шевченко В.В., Беляев В.А. 2009. Биоэкономик промышленного рыболовства Бренцевом моря. 2-е изд. Мурманск: МГТУ. 306 с.
- Beverton R.J.H., Holt J.S. 1957. On the Dynamics of Exploited Fish Populations // Fisheries Invest. London. Ser. 2. 533 p.
- Haddon M. 2001. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries / CRC Washington D.C. Chapman & Hall. 406 p.
- ICES. 2003. Report of the Study Group on the Further Development of the Precautionary Approach to Fishery Management. 2–6 December 2002, Copenhagen. ICES C.M. 2003/ACFM:09. 144 p.
- ICES. 2010. Report of the Workshop on Implementing the ICES  $F_{MSY}$  framework. 2-26 March 2010, Copenhagen, Denmark. ICES C.M. 2010/ACOM:54. 83 p.
- ICES. 2011. Report of the Arctic Fisheries Working Group (AFWG). 28 April — 4 May 2011, Hamburg, Germany. ICES CM 2011/ACOM:05. 659 p.
- ICES. 2012. Advice.
- Kovalev Y., Bogstad B. 2005. Evaluation of Maximum Long-Term Yield for Northeast Arctic Cod // Proceedings of the 11th Joint Russian-Norwegian Symposium: Ecosystem Dynamics and Optimal Long-Term Harvest in the Barents Sea Fisheries. 15–17 August 2005, Murmansk, Russia. IMR/PINRO Report series 2/2005. P. 138–157.



## Evaluation of Northeast Arctic Cod Stock Harvest Rates Corresponding to Different Management Objectives

*Yu.A. Kovalev<sup>1</sup>, N.S. Kleptsova<sup>2</sup>*

<sup>1</sup> Polar Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography (PINRO, Murmansk)

<sup>2</sup> Murmansk State Humanities University (MSHU, Murmansk)

e-mail: kovalev@pinro.ru

A model of population and fisheries dynamics for the Northeast Arctic cod (*Gadus morhua morhua*) in the Barents Sea was developed. The model based assessments include: maximum sustainable yield (655,000 t) and corresponding fisheries mortality level (F) (0.48); maximum mean annual profit of cod fisheries (13.7 bln RUR) with  $F = 0.23$ ; fisheries mortality level corresponding to maximum employment in fisheries  $F = 0.85$ . The existing cod exploitation level based on 0.4 target mortality level promotes for achieving the objectives to maximize catch and profit.

**Key words:** cod, the Barents Sea, model, maximum sustainable yield, maximum profit.

Памяти Олега Федоровича Гриценко  
(In Memory of Oleg Fedorovich Gritzenko)  
21.05.1936–06.09.2013.

Б.Н. Котенев, Н.В. Кловач



Перешел из нашей временной жизни в жизнь вечную, нетленную Олег Федорович Гриценко, выдающийся ихтиолог, доктор биологических наук, профессор, главный научный сотрудник Всероссийского научно-исследовательского института рыбного хозяйства и океанографии

С 1991 г. он был бессменным председателем Специализированного Совета ВНИРО по защите кандидатских и докторских диссертаций по специальностям: ихтиология, гидробиология и биологические ресурсы. Все работы прошли с мую тщательную проверку под его руководством, многие были существенно исправлены до защиты. Благодаря его ответственному, кропотливому и профессиональному отношению к этому делу ни по одной из 150 диссертационных работ, успешно защищенных в Совете, не было никаких ВАК.

Олег Федорович стоял у истоков Северо-Тихоокеанской Комиссии по надзорным рыбам (НРАФС) и с самого начала ее существования, с 1993 г. принимал самое активное участие в заседаниях, симпозиумах и конференциях, являлся членом рабочих групп по статистике и оценке запасов. В 1998 и 1999 г. был председателем Комитета по науке и статистике НРАФС, с 2000 г. членом этого комитета. Многие зарубежные ученые высоко оценили вклад О.Ф. Гриценко в изучение тихоокеанских лососей, его энциклопедические знания о их систематике, экологии и промысле.

Его вклад в формирование здоровой деятельности атмосферы научных кругов НПАФК неоднократно отмечали все российские и иностранные ученые, работающие в этой организации. Об уходе из жизни Олега Федоровича скорбят вместе с нами многие ученые России, США, Китая, Японии и Республики Корея.

Олег Федорович родился в Москве 21 мая 1936 г. в очень трудолюбивой семье з мести-теля директор обувной фабрики «Парижская коммуна» Федор Иванович и Татьяна Васильевны. Детскую школу воспитания он проходил летом в крестьянской среде среди родных и двоюродных бабушек, прабабушек и прадедов, дедов по материнской линии, где не ощущалось своеволие, где работали от зари до зката, где больше всего ценились честность, внимательность и заботолюбивость. В Москве он постоянно общался со своими многочисленными родственниками по матери и отцу, большими тружениками и гостеприимными людьми. Так, двоюродный брат отца Григорий Иванович Гриценко был старшим референтом по вопросу рыбной промышленности в Управлении делами при Совете Министров СССР. О положении в ней он регулярно докладывал первым лицам: от И. В. Сталина до Л. И. Брежнева. Был он человеком обаятельным, доброжелательным, гостеприимным, обладал многими интеллектуальными способностями, любил музыку и театр. Его любили все родственники. Он всем помогал материально и советами. Скорей всего, под его влиянием определились судьбы Олег Федорович. В 1956 г. он поступил в Мосрыбвтуз, позднее Калининградский технический институт рыбной промышленности и хозяйства и ихтиологический факультет, который закончил в 1960 г. по специальности ихтиология и рыбоводство.

С 1960 по 1963 г. Олег Федорович работал сотрудником, затем директором Кировской контрольно-испытательной станции Сихлирыбвод. В течение этих четырех лет он круглогодично занимался полевыми исследованиями лососевых рек х Северного Сихлины. С конца 1963 г. в течение года был старшим рыбоводом Центральной производственной климатической станции (г. Москва).

В 1964–1967 г. Олег Федорович был научным сотрудником ВНИРО. С 1967 по 2013 г. он работал во ВНИРО и прошел путь от мл.н.с., ст.н.с. под руководством Т. Ф. Деметьевой, до зав. сектором под руководством К. А. Земской, до зав. лабораторией и зам. директора ВНИРО под руководством А. А. Елизарова, Б. Н. Котенев, А. Н. М-

козедов, в 2011 г. стал главным научным сотрудником.

Вся научная деятельность Олега Федоровича связана с рыбным хозяйством Дальневосточного края. Сфера его научных изысканий была весьма многогранной и охватывала широкий спектр направлений, при этом в своих исследованиях он постоянно находился на стыке науки и практики. Олег Федорович Гриценко занимался изучением ихтиофауны Сихлины и Курильских островов, вопросами эволюции и видообразования, воздействием природных и антропогенных факторов на водных животных тихоокеанских лососей, проблемами рыбоводства, промысла, прогнозирования состояния запасов, оценкой экологической емкости океана и многими другими, имеющими теоретическое и практическое значение. Он всегда работал с интересом, с азартом, заражал этим интересом других, но при этом никогда не торопился закончить исследование поскорее. Хотел максимально приблизиться к истине. А потому все его заключения, выводы, рекомендации и открытия были фундаментальными. Они сохраняются и будут сохранять свою актуальность еще многие десятилетия.

Научное наследие Олега Федоровича поражает широтой его интересов и глубиной анализа данных полевых наблюдений. Обладал исключительным трудолюбием и фундаментальными познаниями (блгодаря своей феноменальной памяти) в области систематики, таксономии, экологии, эволюции, воспроизводства лососевых, трофологии рыб он внес огромный теоретический вклад в разработку проблем генезиса фауны проходных рыб Японского моря и сопредельных частей Охотского моря; в раскрытие функционального смысла предзимовальных миграций рыб; в понятия «хoming» и «популяционной структуры», в основные свойства популяций низшего иерархического уровня у проходных рыб, в классификацию стратегий нереста рыб на основе популяционного подхода и др.

Его научное наследие — результат почти полувековых полевых исследований проходных рыб Сихлины, Курильских островов в тесном творческом содружестве и общении со многими исследователями и единомышленниками: К. А. Саввиной, Л. Д. Андриевской,

А.Е. Ландышевской, Р. Бимишем, Т.И. Булговой, В.Ф. Бугевым, Б.Б. Вронским, С.П. Воловиком, А.А. Ивниковым, Н.В. Кловач, А.А. Ковтун, В.Л. Костыревым, В.И. Крпленко, М.А. Крехтиным, Е.М. Кизнером, А.М. Кевым, В.Н. Рдченко, Ф.Н. Рухловым, Ю.С. Рослым, М.М. Селифоновым, А.А. Чуриковым, А.П. Шершневым, В.П. Шунтовым и многими другими.

Это позволило ему внести свою большую лепту в разработку и создание системы мониторинга популяций проходных рыб, в систему их прогнозирования, в определение возможного вылова и вскрытие резервов этого вылова, в районное освоение лососевых рыб, особенно в морской период, когда их количество было более высоким.

Особое внимание Олег Федорович уделял экологии молодежи в период скитания и прохождения скотом через «горнило прибрежной зоны», где не менее 90% и более снизился уровень численности поколения.

Олег Федорович успел опубликовать более ста работ, среди них 11 монографий. Наиболее значимые из них: «Экология и воспроизводство кеты и горбуши» (1987), «Водные биологические ресурсы северных Курильских островов» (2000), «Проходные рыбы островов Сахалин (систематика, экология, промысел)» (2002), «Сообщество рыб Ныйского залива (северо-восточный Сахалин) в 1972–1974 гг. до и после нефтяных разливов» (2006), «Рыбы Курильских островов» (2013). Последнюю из них — «Рыбы Курильских островов» — он дописывал, будучи уже тяжело больным, и очень хотел увидеть её опубликованной. Успел. Увидел, держал в руках и был по-настоящему счастлив.

Олег Федорович был мужественным человеком, никогда не боялся отстаивать свою позицию в науке, в отрасли и жизни. Он принимал самое активное участие, как эксперт, в подготовке и проведении переговоров о порядке и условиях японского промысла лососей в Северо-Западной части Тихого океана и получил за разработку годности министерства рыбного хозяйства СССР В.М. Кенцева. Он был неоднократно в составе экспертных Госплана, Госкомприроды и других ведомств.

Постоянно участвовал в работе промсоветов Минрыбхоз СССР и готовил материалы в Коллегии Минрыбхоз СССР. Но все эти не научные дела уходило огромное количество времени и сил.

Несмотря на свою постоянную загруженность, он всегда смотрел вперед с оптимизмом, строил планы, щедро делился своими мыслями.

Он был широко одарен и талантлив во всем: писал и публиковал стихи, рассказы и публицистические статьи, прекращал собирать в классической музыке, был «профессиональным» меломаном. Олег Федорович был настоящим глубоким поэтом, который чувствовал сердцем и понимал умом гораздо больше, чем говорил. Это всегда чувствовалось и присутствовало во всех книгах, которые он издал — и научных и поэтических.

Олег Федорович любил жизнь, как такую, любил людей. И люди, в частности сотрудники ВНИРО, любили его, тянулись к нему, приходили за советом, помощью, участием, чтобы послушать его новые стихи или узнать его мнение об исторических или современных событиях, поучиться, да просто чтобы «погреться» от тепла этого большого, могучего и при этом тонкого, интеллигентного, доброго и щедрого человека.

Олег Федорович был прекрасным семьянином, «стержнем» семейной конструкции. Его любовь к близким была огромной и чрезвычайно деятельной.

Он был по-настоящему счастливым человеком, главными составляющими счастливой жизни считал свою семью и любимую работу. Уже будучи тяжело больным, говорил, что больше всего на свете мечтает прийти во ВНИРО. Он всегда с нами через свои публикации, советы и путешествия.

## СПИСОК ОСНОВНЫХ ПУБЛИКАЦИЙ

О. Ф. Гриценко

### Монографии

1987. Экология и воспроизводство кеты и горбуши. М.: Агропромиздат, 166 с. (соавторы: Ковтун А.А., Косткин В.К.).
2000. Водные биологические ресурсы северных Курильских островов / Под ред. Гриценко О.Ф.).

- М.: Изд-во ВНИРО, 163 с. (со вторы: Богд нов М. А., С в в итов К. А. и др.).
- 2000.** Водные биологические ресурсы остров Уруп (Курильские остров ) / Под ред. Гриценко О. Ф. М.: Изд-во ВНИРО, 90 с. (со вторы: Чуп хин В. М., Шершне в А. П., Гришин А. В. и др.).
- 2002.** Атл с р спростр нения в море р зличных ст д тихооке нских лососей в период весенне-летне го н гул и преднерестовых мигр ций / Под ред. Гриценко О. Ф. М.: Изд-во ВНИРО, 190 с. (со вторы: Клов ч Н. В., К рпенко В. И., Бобырев А. Е. и др.).
- 2002.** Проходные рыбы остров С х лин (систем тик , экология, промысел). М.: Изд-во ВНИРО, 245 с.
- 2006.** Сообщество рыб Ныйского з лив (северо-восточный С х лин) в 1972–1974 гг. до н ч л нефтег зовых р зр боток. М.: Изд-во ВНИРО, 84 с. (со втор: Клов ч Н. В.).
- 2006.** Об орг низ ции промысл тихооке нских лососей. М.: Изд-во ВНИРО, 31 с. (со вторы: Котевнев Б. Н., Клов ч Н. В.).
- 2012.** Рыбы Курильских островов. М.: Изд-во ВНИРО, 384 с. (со вторы: Богд нов М. А., Прилуцк я Н. В., Пичугин М. Ю., Сидоров Л. К., Черешнев Н. А., Шедько С. В., Ведищев Е. В., Живоглядов А. А., К ев А. М., Ив нков В. Н., Жульков А. И., Шубин А. О., Ков ленко С. А., Чуп хин В. М., С в в итов К. А., Груздев М. А., Кузишин К. В. Поном ре в Е. В., Шубин Е. А., Борзов С. И., Ром сенко Л. В.).
- Ст тьи**
- 1968.** К вопросу об экологическом п р ллелизме между миног ми и лососями // Изв. ТИНРО. Т. 65. С. 157–168.
- 1969.** Пит ние гольц *Salvelinus alpinus* (L.) в рек х о-в С х лин // Вопр. ихтиологии. Т. 9. Вып. 3. С. 516–525.
- 1970.** О гибриде гольц с кунджей *Salvelinus alpinus* (L.) × *S. leucomaenis* (Pallas) // Зоол. журн. Т. 49. № 8. С. 1252–1253.
- 1970.** Жирность и упит нность гольц *Salvelinus alpinus* (L.) из водоемов северного С х лин // Вопр. ихтиологии. Т. 10. Вып. 1. С. 117–124.
- 1971.** Рост, созре в ние и плодовитость гольц *Salvelinus alpinus* (L.) // Т м же. Т. 11. Вып. 4 (69). С. 664–677.
- 1976.** Биология гольцов род *Salvelinus* и их место в ихтиоценоз х з ливов северо-восточного С х лин . I. Мигр ции, возр ст, рост и созре в ние // Т м же. Т. 16. Вып. 6 (101). С. 1012–1022 (со втор: Чуриков А. А.).
- 1977.** Биология гольцов род *Salvelinus* и их место в ихтиоценоз х з ливов северо-восточного С х лин . II. Пит ние // Т м же. Т. 17. Вып. 4 (195). С. 668–676 (со втор: Чуриков А. А.).
- 1977.** Исследов ния экологии т йменя *Hucho perryi* (Brevoort) северного С х лин . М.: Изд-во ОНТИ ВНИРО, 27 с. (со втор: Чуриков А. А.).
- 1980.** Геогр фическ я и р змерн я изменчивость с х линского т йменя *Hucho perryi* (Brevoort) // Лососевидные рыбы. Л.: Н ук . С. 92–100 (со втор: Чуриков А. А.).
- 1981.** О популяционной структуре горбуши *Oncorhynchus gorbuscha* (Walbaum) // Вопр. ихтиологии. Т. 21. Вып. 5. С. 787–799.
- 1984.** Экология р змножения зуб стой корюшки *Osmerus mordax dentex* Steindachner (Osmeridae) в рек х остров С х лин // Т м же. Т. 24. Вып. 3. С. 407–416 (со вторы: Чуриков А. А., Родионов С. С.).
- 1989.** Воспроизводство горбуши *Oncorhynchus gorbuscha* о-в С х лин // Т м же. Т. 29. Вып. 3. С. 377–386 (со вторы: Гришин А. Ф., З х ров А. В., Шелеп х Г. Н.).
- 1990.** Популяционн я структур с х линской горбуши *Oncorhynchus gorbuscha* // Т м же. Т. 30. Вып. 5. С. 825–835.
- 1998.** О т ксономическом положении гольцов (род *Salvelinus*) северных Курильских островов // Т м же. Т. 38. № 2. С. 189–198 (со вторы: С в в итов К. А., Груздев М. А., Кузишин К. В.).
- 1998.** Regions of optimal reproduction of pink salmon // NPAFC Bull. № 1. P. 509 (coauthor: Klovach N. V.).
- 1999.** О к рликовых с мц х южной м льмы *Salvelinus malma krasheninnikovi* Taranetz из водоемов северных Курильских островов // Вопр. ихтиологии. Т. 39. № 2. С. 190–196 (со вторы: С в в итов К. А., Груздев М. А., Кузишин К. В.).
- 2000.** Экологические последствия крупном штт бного искусственного р зведения кеты // Промыслово-биологические исследов ния рыб в тихооке нских вод х Курильских островов и прилеж щих р йон х Охотского и Берингов морей в 1992–1998 гг. М.: Изд-во ВНИРО. С. 241–246 (со вторы: З в рин Л. О., Ковтун Ф. Ф., Путивкин С. В.).
- 2000.** Жизненн я стр тегия и фенетическое р знообр зие гольцов (род *Salvelinus*) из оз. Черное (остров Онекот н, Курильские остров ) // Вопр. ихтиологии. Т. 40. № 6. С. 743–763 (со вторы: С в в итов К. А., Кузишин К. В., Груздев М. А.).
- 2002.** Ихтиоф ун пресных водоемов о-в Шикот н (южные Курильские остров ) // Т м же. Т. 42.

- № 3. С. 314–321 (со вторы: Пичугин М. Ю., Демьянов Т. В.).
- 2002.** Self-regulation of Japanese chum salmon abundance // *NPAFC Tech. Rept.* № 4. P. 45–47 (coauthor: Klovatch N. V.).
- 2003.** Структур и происхождение ихтиофа уны Курильских островов. Особенности пространственного и формообразования рыб // *Вопр. ихтиологии.* Т. 43. № 5. С. 633–638 (со вторы: Сивин К. А., Груздев М. А., Кузищин К. В., Пичугин М. Ю.).
- 2003.** The problem of Pacific salmon stocks identification during the marine period of life (results and prospects) // *NPAFC Tech. Rept.* № 5. P. 19–21 (coauthors: Karpenko V. I., Klovatch N. V., Gruzevich A. K.).
- 2004.** Можно ли ловить тихоокеанских лососей в море без ущерба для их воспроизводства и берегового промысла? // *Рыб. хоз-во.* № 3. С. 26–28 (со вторы: Кловач Н. В., Ресникова О. А.).
- 2006.** Промысел нерки на реке Камчатка в 2005 году // *Том же.* № 2. С. 44–46 (со вторы: Тетрищев В. А., Рой В. И.).
- 2006.** Популяционно-генетическая структура гольцовых рыб северных Курильских островов и положение миль в системе род *Salvelinus* (Salmonidae, Teleostei) // *Журн. общ. биол.* Т. 67. № 3–4. С. 280–297 (со вторы: Шубин Е. А., Пономарев Е. В.).
- 2007.** Stock-specific distributions of Asian and North American salmon in the open ocean, interannual changes, and oceanographic conditions // *NPAFC Bull.* № 4. P. 159–177 (coauthors: Myers K., Klovatch N., Urawa S., Royer T.).
- 2007.** Генетическая структура гольцов род *Salvelinus* из водоемов Курильских островов // *Биохимия.* Т. 72. Вып. 12. С. 1632–1650 (со вторы: Шубин Е. А., Пономарев Е. В.).
- 2007.** Популяционный состав в неполовозрелой нерки в западной части Берингова моря в осенний период // *Изв. ТИНРО.* Т. 151. С. 206–213 (со вторы: Кловач Н. В., Зеленин Д. А., Хрустлев А. М., Мюге Н. С.).
- 2007.** Influence of salmon abundance and ocean conditions on body size of Pacific salmon // *NPAFC Bull.* № 4. P. 289–298 (coauthors: Helle J. H., Martinson E. C., Eggers D. M.).
- 2010.** Глобальные и региональные спектры экологической емкости среды тихоокеанских лососей // *Вопр. промысл. океанологии.* Вып. 7 № 2. С. 110–122 (со вторы: Кловач Н. В.).

## Требования к оформлению

Изложение статьи должно быть ясным, без повторений и дублирования в тексте данных таблиц и рисунков. Статья должна быть тщательно выверена авторами, в том числе орфографически и синтаксически. Все буквенные обозначения и аббревиатуры должны быть развернуты в тексте при первом их упоминании. Все заголовки и подзаголовки в тексте, заголовки таблиц и подписи к рисункам печатают без точки в конце. В тексте должны быть ссылки на приводимые рисунки и таблицы.

Текст статьи набирается в редакторе Word 2003, в формате .doc, шрифтом Times New Roman, кегль 14, через полуторный интервал. Тексты, созданные в редакторе Word 2007-2010 или с помощью других текстовых программ, должны быть сохранены как документ Word 2003. Все поля 2 см. Все страницы рукописи должны быть пронумерованы. Переносы автоматические, принудительные переносы не допускаются. На первой странице, в первой строке, в левом углу, указывается УДК. Далее отдельными строками следуют название статьи, авторы и организации, где они работают. Фамилия автора, ответственного за переписку с редакцией, отмечается значком (\*) и указывается адрес его электронной почты. Затем, через интервал следуют АННОТАЦИЯ и КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА.

Рисунки, фотографии, графики, диаграммы представляются встроенными в текст в редакторе Word, а также продублированными в формате .jpg или .tif — для растровой графики (фотографии, рисунки) и в формате .ai или .eps — для векторной графики (графики, диаграммы и др.). Диаграммы и графики, выполненные в программах Excel, Statistica, либо прочих совместимых с пакетом MS Office приложениях представляются отдельными файлами (также в формате .ai или .eps, если нет возможности предоставления в указанных форматах — в формате .xls). Предпочтение отдается черно-белым иллюстрациям, цветные принимаются, когда иной вариант невозможен (гистологические фотографии, фотографии и рисунки организмов, в которых цвет имеет определяющее значение, спутниковые снимки и др.). Цветные иллюстрации публикуются в виде отдельных вставок (т.е. объём рисунков определяется двумя сторонами вставки). Если статья имеет сложное форматирование и большое число иллюстративного материала, рекомендуется также прилагать авторский вариант публикации в формате PDF. Файлы со сложными иллюстрациями большого объёма присылаются в архивированном виде (формат архиватора .zip).

**Сокращение слов, имён, названий** (кроме общепринятых сокращений мер, физических и математических величин и терминов) не допускается. Необходимо строго придерживаться международных номенклатур. Единицы измерений приводятся согласно системе СИ.

При указании географических названий используются следующие сокращения: г. (город); дер. (деревня); о. (остров); оз. (озеро); п-ов (полуостров); пос. (поселок); р. (река); с. (село); бух. (бухта); зал. (залив); хр. (хребет); в остальных случаях название объекта приводится полностью. Высота над уровнем моря обозначается «м над у. м.».

Дефисы в тексте используются только внутри составных слов и пробелами не отделяются. Для обозначения тире в тексте используется знак «тире» с пробелами до и после него. Между цифрами ставится знак «дефис» без пробелов (1999-2002 гг., 10-15 км). Пробелами с обеих сторон отделяются знаки «—», «+», «=». Знаки «<», «>» отделяются пробелом перед знаком. Знак «±» пробелами не отделяется. Знаки «°» (градусы) «'» (минуты) «"» (секунды) «‰» (промилле) и «×» (знак умножения) вставляются из таблицы символов (коды 00B0, 2032, 2033, 2030 и 00D7). Знак ударения вставляется из таблицы символов (код 0301). Буквенные символы при указании статистических параметров или в формулах выделяются курсивом (*n*, *P*, *r*, *SD*, *x* и др.). Не допускается замена латинских и греческих букв сходными по начертанию русскими.

Формулы и буквенные обозначения в тексте должны набираться курсивом, кроме: exp, ln, sin, cos, tg, Re, max, min и химических элементов. Векторы набираются **«жирным»**.

При первом упоминании организмов приводится его полное родовое и видовое латинское название и автор, его описавший. При дальнейшем упоминании возможно применение русского названия, либо сокращённого до одной буквы родового и полного видового названия. Курсивом выделяются только видо-вые и родовые названия организмов.

**Таблицы** нумеруются по порядку упоминания их в тексте арабскими цифрами. После номера следует название таблицы. Все графы в таблицах должны иметь заголовки и быть разделены вертикальными линиями. Сокращение слов в таблицах не рекомендуется. Допускается использование шрифта с меньшим кеглем (11–12).

**Иллюстрации**, кроме вставки в Word, должны быть представлены каждая отдельным файлом в соответствующем формате. В графиках и диаграммах, импортированных из сторонних программ (Excel, Statistica и пр.), подписи и обозначения, интегрированные в графики, должны быть предварительно однооб-

разно сформатированы (шрифт, начертание, размер кегля). Подписи к иллюстрациям должны размещаться непосредственно под ней и оформляться кеглем 12. Примечания к иллюстрации даются под подписью более мелким шрифтом. Фотографии должны быть прямоугольными, контрастными; рисунки, схемы, диаграммы и графики — чёткими. Микрофотографии необходимо давать в виде компактных монтажей. В подписях к микрофотографиям указывают увеличение. Если рисунок дан в виде монтажа, детали которого обозначены буквами, обязательно должна быть общая подпись к нему и пояснения всех имеющихся на нём цифровых и буквенных обозначений. Следует максимально сокращать пояснения в легенде рисунка, переводя их в подписи. Подписи к рисункам и обозначения на них должны дублироваться на английском языке. Разрешение для чёрно-белых рисунков и фотографий должно быть не менее 300 dpi. Название файла должно содержать номер рисунка.

**Цитирование.** В тексте в квадратных скобках указываются фамилии не более двух авторов и год опубликования работы, на которую даётся ссылка; если работ несколько, они даются в хронологическом порядке. Например: [Иванов, 1999; Иванов, Петров, 2004; Иванов и др., 2005], ссылки разделяются точкой с запятой.

В списке цитируемой литературы работы располагаются в алфавитном порядке, по фамилиям авторов (фамилии и инициалы авторов набрать курсивом). В списке указывать фамилии всех авторов, даже если их более четырёх. Все фамилии приводятся также, если составителей, редакторов, переводчиков три и более. Работы одного автора располагаются в хронологическом порядке. Сначала идут работы на русском языке, затем — на иностранных языках. Порядок расположения информации об источнике: автор (авторы, все, без исключений), год издания, название работы, данные об издании (название журнала, книги, том, выпуск, издательство), с указанием количества страниц. Названия статей, части книг отделяются двойным слешем. Книги, переведённые на русский язык, приводятся по русскому изданию, в скобках название на языке оригинала.

#### **ПРИМЕРЫ:**

##### 1. Статьи в журналах

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название статьи // Название журнала. Том. Номер (выпуск).  
Страницы.

*Лебедев Л.И.* 1963. Фациальные зоны и мощности новокаспийских отложений Среднего Каспия // *Океанология*. Т. 3. Вып. 6. С. 1029-1038.

*Токранов А.М.* 1985. Питание рогатковых рода *Gymnacanthus Swainson (Cottidae)* // *Вопросы ихтиологии*. Т. 25. Вып. 3. С.433-437.

##### 2. Статьи в книгах, сборниках

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название статьи // Название книги (сборника). Город: Издательство. Страницы.

*Виноградов М.Е., Шушкина Э.А.* 1985. Продукция зоопланктона и распределение его биомассы по акватории океана // *Биологические ресурсы океана*. М.: Агропромиздат. С. 86-207.

*Нейман А.А.* 1969. О распределении трофических группировок донной фауны на шельфах в разных географических зонах // *Труды ВНИРО*. Т. 65. С. 282-295.

*Переварюха Ю.Н.* 1997. Изменения процентного соотношения и распределения отдельных популяций севрюги в море с 1982 по 1992 // *Первый конгр. ихтиологов России. Тезисы докл.* М.: Изд-во ВНИРО. С. 449-450.

##### 3. Книги

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название книги. Город: Издательство. Количество страниц.

*Шорыгин А.А.* 1952. Питание и пищевые взаимоотношения рыб Каспийского моря. М.: Пищепромиздат. 268 с.

*Джиллер П.* 1988. Структура сообществ и экологическая ниша. М.: Мир. 184 с. (Giller P.S. 1984. Community structure and the niche. Chapman and Hall, London.).

##### 4. Статья в электронном издании\*

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название статьи // Название издания. Сведения об издании (дата издания, том, номер, страницы) // (Электронный адрес (URL)). Дата обращения.

*Дугаров Ж.Н., Пронин Н.М.* 2012. Паразиты речного окуня *Perca fluviatilis (Perciformes: Percidae)* — чужеродного вида в озере Кенон (бассейн р. Амур) // *Российский журнал биологиче-*



ских инвазий. Т. 5. №2. С. 27-34 // ([http://www.sevin.ru/invasjour/issues/2012\\_4/Dugagov\\_12\\_4.pdf](http://www.sevin.ru/invasjour/issues/2012_4/Dugagov_12_4.pdf)). Проверено 27.04.2013.

\* — при копировании электронного адреса из интернета обязательно снимать гиперссылку.

5. Газета

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название статьи // Название газеты. Дата. Страницы.  
*Клеймас Р.* 1985. Воскресное утро // Лит. газета. 6 февр. С. 6.

6. Авторское свидетельство

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название авторского свидетельства: номер А.с., № Б. И., Страница.

*Самонов Ю.М., Суворов Н.В.* 1986. Методы оценки эффективности взаимозамещения производственных ресурсов: А.с. 163514 СССР. Б. И. № 13. С. 44.

7. Патент оформляется как авторское свидетельство

8. Препринт

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название: № препринта. Город: Издательство.

*Спиридонова В.И.* 1984. Понятие свободы у М. Крозье и его критика: Препринт № 154. М.: ИНИОН.

9. Депонирование

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название рукописи. Город. Страницы. — Деп. в ВИНТИ Дата. №.

*Спиридонова В.И.* 1984. Понятие свободы у М. Крозье и его критика. М. 24 с. — Деп. в ВИНТИ 27.09.84. № 18391.

10. Диссертация, автореферат

*Фамилия И.О. автора.* Год. Название рукописи. Автореф. дисс. ... канд. (док.) (каких) наук. Город. Страницы.

*Белан Т.А.* 2001. Особенности обилия и видового состава бентоса в условиях загрязнения (залив Петра Великого, Японское море). Автореф. дисс. ... канд. биол. наук. Владивосток. 27 с.

11. Статьи из интернета\*

*Фамилия И.О. авторов.* Год. Название статьи. Доступно через: (Электронный адрес (URL)). Дата обращения.

*Беляев И.* 2010. Дуга и море Скотия. Доступно через: <http://rusnel.ru/2010/01/02/duga-i-more-skotiya>. 18.06.2013.

\* — при копировании электронного адреса из интернета обязательно снимать гиперссылку.

12. Информация из интернета\*

*Название ресурса.* Доступно через: (Accessible via:) (Электронный адрес (URL)). Дата обращения.

Atlas de Sensibilidad Ambiental de la Costa y el Mar Argentino. Accessible via: <http://atlas.ambiente.gov.ar>. 15.04.2013.

World Register of Marine Species (WoRMS). Accessible via: <http://www.marinespecies.org>. 20.06.2012.

\* — при копировании электронного адреса из интернета обязательно снимать гиперссылку.

## Оттиски

Автор-корреспондент получает электронную версию статьи в формате .pdf. Автор(ы) может(гут) использовать этот файл в некоммерческих целях, а именно: распечатывать его, высылать копии коллегам и поместить его на своем персональном сайте.

Реферат статьи с её выходными данными помещается на сайте ВНИРО сразу при выходе печатной версии, полная электронная версия статьи в формате .pdf в открытом доступе вывешивается там же, через год после выхода печатного издания.

## ОСНОВНАЯ ТЕМАТИКА ПУБЛИКАЦИЙ

По причине многообразия и многоплановости рыбохозяйственных проблем, тематика публикаций в Трудах ВНИРО охватывает приведенные здесь основные направления и темы, но не ограничивается только ими.

**Промысловые виды и их биология** — распределение, размножение, функциональная структура ареала, популяционная биология, генетика, физиология, биохимия, гистология;

**Водные биологические ресурсы** — запасы и их рациональное использование, математическое моделирование динамики численности;

**Аквакультура** — биология объектов, технологии выращивания, аквакультура и окружающая среда;

**Среда обитания водных биологических ресурсов** — гидрология, гидрохимия, океанология, климат, геология, гидробиология;

**Контроль и охрана состояния водной среды и биоресурсов** — загрязнения водной среды, мониторинг, определение ПДК;

**Рыболовство** — промышленное рыболовство, оборудование, рекреационное рыболовство;

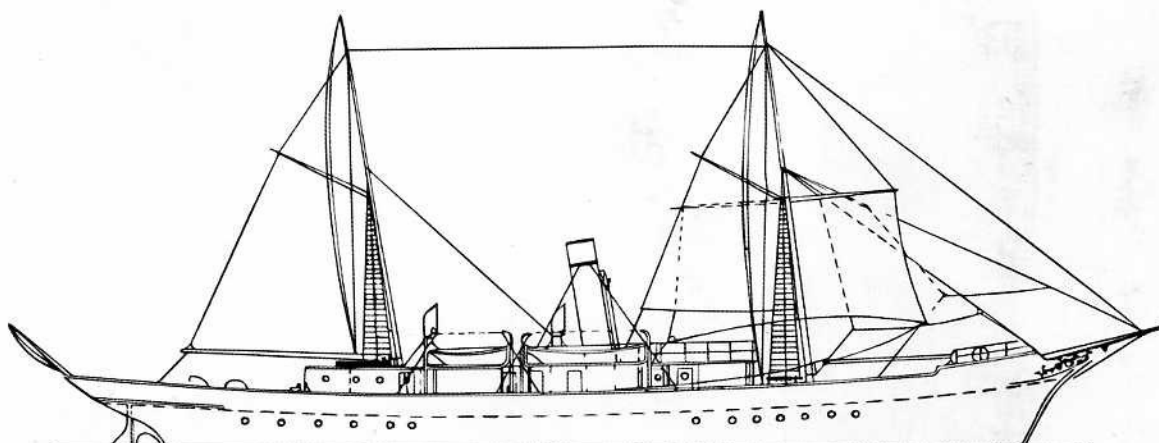
**Технология переработки водных биоресурсов** — биохимические исследования, биотехнология, нанобиотехнология и биоинженерия, исследования по качеству и безопасности водных биоресурсов, инновационные технологии;

**Экономика, международное сотрудничество и нормативные правовые основы рыбохозяйственной деятельности;**

**Техника для рыбохозяйственных исследований;**

**История** — история ВНИРО и рыбохозяйственных исследований, события, люди;

**Информация** — информация о конференциях и выставках, оперативная информация о рейсах, рецензии книг, образование и кадры, события ВНИРО, юбилеи, потери.



ИЗДАТЕЛЬСТВО ВНИРО