

**ПРИМЕНЕНИЕ
МАТЕМАТИЧЕСКИХ
СПОСОБОВ
ОЦЕНКИ СОСТОЯНИЯ
ПРОМЫСЛОВЫХ ОБЪЕКТОВ
МИРОВОГО ОКЕАНА**

Светлой памяти
Александра Васильевича ЗАСОСОВА
посвящается



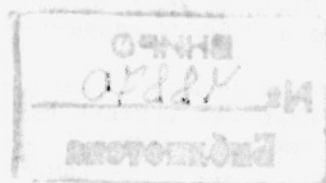
APPLICATION OF MATHEMATICAL METHODS
TO THE ASSESSMENT OF STOCKS
OF COMMERCIAL SPECIES
IN THE WORLD OCEAN



ТРУДЫ

ТОМ CXXVIII

ПРИМЕНЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ СПОСОБОВ ОЦЕНКИ СОСТОЯНИЯ ПРОМЫСЛОВЫХ ОБЪЕКТОВ МИРОВОГО ОКЕАНА



РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

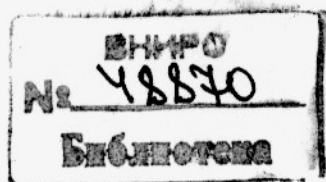
В. А. Ионас (ответственный редактор),

Т. И. Булгакова, И. Б. Буханевич

EDITORIAL BOARD:

V. A. Ionas (Editor-in Chief),

T. I. Bulgakova, I. B. Bukhanovich



СОДЕРЖАНИЕ

	Стр.
Предисловие	5
Дементьева Т. Ф., Засосов А. В., Земская К. А., Моисеев П. А. О применении математических методов для оценки состояния запасов рыб и промысла	7
Булгакова Т. И. Модель популяции типа «запас—пополнение», учитываю- щая влияние кормовой базы производителей на выживание молоди	16
Андреев В. Л., Булгакова Т. И., Челноков Ф. Г. Метод оценки некоторых параметров популяции морских котиков по материалам мечения	23
Бородин Р. Г. Анализ и применение методов оценки возможной добычи морских млекопитающих	33
Локшина И. Е. Применение некоторых математических способов анализа динамики промысла	38
Бабаян В. К. Оценка некоторых популяционных параметров и величины возможного вылова трески южной части Баренцева моря	44
Гульченко С. А. Оценка величины возможного улова мойвы Большой Ньюфаундлендской банки	52
Домашенко Г. П., Юрьев Г. С. К обоснованию оптимального вылова шпрота в Черном море	57
Максименко В. П., Сергеева Н. П. Об эксплуатации западнокамчат- ского минтая	61
Барыбина И. А. Некоторые способы определения параметров уравнений роста Бергаланфи	67
Буханевич И. Б., Драпацкий М. Я. О некоторых моделях системного анализа для управления рыболовством	72
Локшина И. Е., Шатуновский М. И. О зависимости массы тела от длины салаки Вислинского залива	78
Рефераты	81

CONTENTS

	Page
Preface	5
T. E. Dementyeva, A. V. Zassosov, K. A. Zemskaya, P. A. Moiseev. Some application of mathematical methods to the assessment of fish stocks and fisheries	7
T. I. Bulgakova. A stock—recruitment model estimating the impact of the availability of food for spawners on the survival of offspring	16
V. L. Andreev, T. I. Bulgakova, F. G. Chelnokov. Method of assessing certain parameters of fur seal stocks from tagging data	23
R. G. Borodin. Analysis and usage of methods of assessing possible catches of marine mammals	33
I. E. Lokshina. Application of some mathematical analysis to the fisheries dynamics	38
V. K. Babayan. Determination of some population parameters and possible catches of cod from the South Barents Sea	44
S. A. Gulchenko. Assessment of possible annual catches of capelin on the Grand Newfoundland Bank	52
G. P. Domashenko, Yuryeva P. S. To substantiation of optimum catches of sprat from the Black Sea	57
V. P. Maximenko, N. P. Sergeeva. To exploitation of walleye pollock off West Kamchatka	61
I. A. Barybina. Some ways of the determination of parameters from the Berta- lanffy growth equations	67
I. B. Bukhanevich, M. Ya. Drapatsky. On some models of the systems analysis used in the management of fisheries	72
I. E. Lokshina, M. I. Shatunovsky. Relationship of the body weight and length in the Baltic herring from the Vistula Bay	78
Abstracts	81

ПРЕДИСЛОВИЕ

Биологические ресурсы океанов, морей и внутренних водоемов являются сырьевой базой развития рыбной отрасли народного хозяйства СССР и от правильной ее оценки и рекомендаций по оптимальному режиму эксплуатации промысловых объектов в значительной мере зависит результативность советского рыболовства.

Рыбохозяйственная наука уже в течение длительного времени работает над совершенствованием методов прогноза возможных уловов, их оптимального состава и эти разработки служат основой для планирования объемов вылова и режима промысла. Однако столь же несомненна необходимость дальнейшего совершенствования этой работы.

Этим целям должны служить разработка и внедрение в практику рыбохозяйственных исследований математических методов и электронной вычислительной техники. Некоторые итоги работ ВНИРО в этом направлении опубликованы в 1969 г. (труды ВНИРО, том 67).

Соответствующие исследования и практическое применение их в настоящее время осуществляются во ВНИРО в лаборатории оптимального вылова и отделе автоматизированной системы «Сырьевая база» (АССБ).

В предлагаемом томе трудов ВНИРО представлены работы сотрудников лаборатории оптимального вылова, а также сотрудников других лабораторий ВНИРО и бассейновых рыбохозяйственных институтов, работающих над этими проблемами. В статье канд. техн. наук А. В. Засосова, д-ра биол. наук Т. Ф. Дементьевой, д-ра биол. наук, проф. П. А. Моисеева и канд. биол. наук К. А. Земской, ведущих специалистов ВНИРО в области динамики численности промысловых рыб, изложены современные взгляды на применение математических методов для оценки состояния запасов рыб.

Результаты оригинальных теоретических исследований изложены в статьях Т. И. Булгаковой и В. Л. Андреева, Ф. Г. Челнокова, И. А. Барыбиной.

В статье И. Б. Буханевича и М. Я. Драпацкого рассмотрены пути применения методов системного анализа в рыбохозяйственных исследованиях.

Основная часть сборника посвящена применению современных математических методов для анализа динамики численности конкретных промысловых объектов. К этой категории работ относится статья В. К. Бабаяна, С. А. Гульченко, Г. П. Домашенко и Г. С. Юрьева, В. П. Максименко и Н. П. Сергеева.

Редколлегия тома выражает надежду, что материалы этого тома трудов будут способствовать развитию математического моделирования эксплуатируемых промысловых ресурсов.

PREFACE

The production of the Soviet fisheries is largely dependent upon the assessment of biological resources of the ocean and inland water bodies and recommendations issued on the optimum regime of exploitation of commercial species.

The fishery science pays much attention to improvement of catch prediction methods, and its conclusions are used as a basis for planning catch sizes and for fishery management. The work should be continued and developed.

The application of simulation models and computation techniques will also contribute to the assessment of stocks and prediction of catches. The results of some investigations conducted at VNIRO were published in 1969 (Proceedings of VNIRO, vol. 67).

The laboratory of optimum yield and the section responsible for the automated system MARINE RESOURCES are carrying such investigations and utilizing the results obtained.

The issue embraces papers of workers of the laboratory and other sections of VNIRO and affiliated fisheries research institutes concerned with problems of mathematical modelling and exploitation of commercial resources.

General concepts of VNIRO experts in the field of fish population dynamics are presented. The results of theoretical investigations and application of methods of systems analysis to fisheries research are given. Most papers deal with the application of modern mathematical methods to the analysis of populations of certain commercial species.

ВНИРО уделяет большое внимание совершенствованию методов прогнозирования улова, и его выводы используются в качестве основы для планирования размеров вылова и управления рыболовством. Работа должна продолжаться и развиваться.

Применение моделей имитации и методов вычислительной техники также будет способствовать оценке запасов и прогнозированию вылова. Результаты некоторых исследований, проведенных в ВНИРО, опубликованы в 1969 г. (Сборник трудов ВНИРО, т. 67).

Лаборатория оптимального улова и секция, отвечающая за автоматизированную систему МОРСКИЕ РЕСУРСЫ, проводят такие исследования и используют полученные результаты.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

Большинство работ посвящено применению современных математических методов к анализу популяций промысловых рыб. Многие работы посвящены анализу популяций трески, сельди, лосося, скумбрии и других промысловых рыб.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

Большинство работ посвящено применению современных математических методов к анализу популяций промысловых рыб. Многие работы посвящены анализу популяций трески, сельди, лосося, скумбрии и других промысловых рыб.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

Большинство работ посвящено применению современных математических методов к анализу популяций промысловых рыб. Многие работы посвящены анализу популяций трески, сельди, лосося, скумбрии и других промысловых рыб.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

Большинство работ посвящено применению современных математических методов к анализу популяций промысловых рыб. Многие работы посвящены анализу популяций трески, сельди, лосося, скумбрии и других промысловых рыб.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

Большинство работ посвящено применению современных математических методов к анализу популяций промысловых рыб. Многие работы посвящены анализу популяций трески, сельди, лосося, скумбрии и других промысловых рыб.

В номере помещены работы сотрудников лаборатории и других отделов ВНИРО и связанных с ним научно-исследовательских институтов, занимающихся проблемами математического моделирования и эксплуатации промысловых ресурсов.

Представлены общие взгляды специалистов ВНИРО в области динамики популяций рыб. Приведены результаты теоретических исследований и применения методов системного анализа к исследованию рыболовства.

УДК 51:639.2.053.8

О ПРИМЕНЕНИИ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ДЛЯ ОЦЕНКИ СОСТОЯНИЯ ЗАПАСОВ РЫБ И ПРОМЫСЛА*

Т. Ф. Дементьева, А. В. Засосов,
К. А. Земская, П. А. Моисеев

Советское рыболовство за послевоенный период вышло на первое место в мире по вылову рыбы, обеспечив в 1975 г. добычу 9,9 млн. т, из которых 9 млн. выловлено в морях и океанах.

Однако требования, предъявляемые к рыбному хозяйству СССР, определяемые необходимостью полного удовлетворения потребностей населения и промышленности нашей страны, делают необходимым в ближайшие 10—15 лет вылов в морях и океанах значительно увеличить.

Для выполнения планов вылова необходима мобилизация всех возможностей промышленности и рыбохозяйственной науки. При планировании возможных уловов, в первую очередь, нужно учитывать не только состояние сырьевой базы, но и те новые формы регулирования промысла, в которые вступает международное рыболовство, поскольку темпы его развития чрезвычайно высоки: довоенный уровень добычи в 20 млн. т был достигнут к 1948 г.; в 1956 г. он дошел до 30 млн. т, затем за пять лет увеличился еще на 10 млн. т, а на следующие 10 млн. т потребовалось всего три года.

Рост числа добывающих судов и объема добычи повысил интерес к проблеме рационального построения промысла и уточнению способов оценки состояния основных промысловых видов рыб.

При правильной разработке и выполнении намечаемых планов вылова необходимо понимать причины изменения запасов и возрастания уловов при увеличении числа орудий лова и промысловых судов.

Считая, что в дальнейшем морское рыболовство может развиваться только при согласованных действиях всех заинтересованных в этом стран, необходимо интенсифицировать изучение состояния запасов и промысла. Использование методов оценки численности рыб, а также состояния их промысла, приобретает особо важное значение. Без применения таких методов и их совершенствования советская рыбохозяйственная наука и промышленность могут оказаться в чрезвычайно тяжелом положении. Учитывая современное состояние Мирового рыболовства, все возрастающую напряженность промысла, усиление практики квотирования уловов на основе международных договоров и соглашений, а также возможные изменения планирования добычи, обусловленные вероятными изменениями международного режима использования

* Доклад сделан на симпозиуме «Организация и результаты исследований запасов промысловых рыб и беспозвоночных с применением математических моделей» (Калининград, 3—6 июня 1974 г.).

открытых вод Мирового океана, необходимо считать одним из актуальнейших и основных аспектов рыбохозяйственных исследований оценку состояния запасов объектов океанического промысла методами, опирающимися на математическое моделирование. Приоритет разработки математических методов бесспорно принадлежит советским ученым [1, 5].

Рыбохозяйственные исследования в нашей стране поставлены широко: в системе МРХ СССР работает 10 научно-исследовательских институтов, объединяемых ВНИРО, в штате которых насчитывается более 3 тыс. чел. Используется огромный научный и поисковый флот (более 150 судов), в том числе несколько десятков крупных судов, способных осуществлять круглогодичные исследования в различных частях Мирового океана.

Развитие рыбохозяйственных исследований содействовало успешному поиску промысловых скоплений, изучению их биологических характеристик, особенностей распределения и состояния их запасов.

Были установлены закономерности изменений численности многих важнейших промысловых объектов, произведена оценка запасов промысловых популяций в шельфовых зонах океана, определена потенциальная рыбопродуктивность Мирового океана и его районов. Получены важнейшие данные о биоресурсах районов поднятий океанического ложа и обширных участков океанической эпителиагиали.

Определено состояние запасов многих промысловых видов, а также тенденции их изменений в ближайшие годы и на более отдаленный период. На основании этих исследований составляются прогнозы возможного вылова основных промысловых объектов на различные периоды времени, широко используемые промышленностью.

Видовая специфика промысловых объектов, степень их изученности, океанологические особенности водоемов или отдельных частей Мирового океана диктуют необходимость использования различных методов оценки запаса и прогнозирования уловов.

Достижением советской рыбохозяйственной науки является создание комплексного метода прогнозирования запаса (по учету состава пополнения), разработанного Г. Н. Монастырским [13] на базе исследований, проведенных А. Н. Державиным и Л. Н. Чугуновым.

Этот метод, дополненный и уточненный впоследствии Т. Ф. Дементьевой, Е. Г. Бойко, А. Г. Кузьминым, с учетом специфики рыб и водоемов, весьма эффективен, о чем свидетельствует высокая оправданность прогнозов, основанных на элементах расчета по этому методу.

Преимущество метода учета состава пополнения состоит в том, что он основан на анализе общих параметров динамики численности популяций (пополнения, смертности, роста и созревания), но в то же время наиболее свободен от допущений. Определение численности по этому методу основывается на определении величины пополнения (о чем судят по учету молоди, анализу траловых съемок, возрастному составу уловов или же по изменению уловов на усилие) в отличие от других методов, где величина пополнения считается постоянной. Этот метод включает в себя и принятый в настоящее время за рубежом метод «фактической популяции» (virtual population), неудачно называемый у нас «методом виртуальной популяции».

К. Уатт [18] указывает, что метод «фактической популяции», как его назвал Фрай в 1949 г., имеет два больших преимущества: во-первых, только он дает надежную минимальную оценку численности популяции, во-вторых, как показал Палохаймо [21], идею, лежащую в основе метода оценки «фактической популяции», можно объединить с некоторыми идеями, почерпнутыми из других методов, и получить в итоге весьма эффективную методику.

Метод «фактической популяции» Фрая есть ни что иное, как метод А. Н. Державина, опубликованный еще в 1922 г. [5]. Им можно подсчитать как общую величину запаса, так и темп его использования. Для каждого вида промысла подсчитывается запас, состоящий из рыб различных поколений и выловленных в последующие годы. Процентное отношение улова к промысловому запасу характеризует интенсивность вылова в данном году. Уловы и запас выражаются в штуках и массе.

Существенным недостатком этого метода является обязательность расчетов запаса при одинаковой интенсивности промысла на многолетнем материале. Известно, что трудно найти рыболовство, где промысловая мощность оставалась бы неизменной в течение многих лет. По этой причине метод Державина не был полностью использован Монастырским и его последователями, так как в то время запасы рыб оценивали только для внутренних водоемов, где интенсивность рыболовства сильно варьировала и не было четких показателей уловов на усилие. Лишь К. А. Земской удалось рассчитать этим путем запасы леща в Северном Каспии [8].

При значительном изменении числа орудий лова эту величину исчисляют не от общего улова, а от показателей улова на «усилие» или же вводят поправочный коэффициент, как это было сделано Т. Ф. Деметьевой [4] при определении величины поколений и процента используемости промыслом стада аркто-норвежской трески в Баренцевом море методом А. Н. Державина.

Кроме того, поскольку метод «фактической популяции» недооценивает фактор естественной смертности, подсчитывается минимальная величина запаса. Бишоп [20] указала на причины ошибок этого метода и дала математическое обоснование смертности.

За рубежом метод «фактической популяции» нашел широкое применение. Поуп [22] сделал попытку ввести поправку на естественную смертность, получив таким образом запас более высокого уровня, чем в первоначальном расчете. Шумахер [23] использовал его для расчета величины запаса западно-гренландской трески.

Математическое описание метода дано также А. В. Засосовым [7] и В. Е. Риккером [14].

Нам представляется, что при соблюдении перечисленных условий, основываясь на количественном учете молоди и анализе биологических свойств популяции для расчета величины пополнения, этот метод должен быть более широко внедрен в рыбохозяйственные исследования как наиболее доступный для широкого круга биологов и наиболее достоверно отражающий изменения величины запаса. Кроме того, этот метод дает возможность решать две задачи, которые ставятся перед ихтиологами и пока решаются раздельно: определить степень использования запаса и составить прогноз возможного вылова. При этом метод «фактической популяции» ведет к значительному уточнению прогнозирования, так как дает возможность оценить величину остатка невыловленных поколений и рассчитать численность промыслового стада на следующий год. Таким образом, можно получить величину абсолютного запаса, т. е. восполнить недостаток метода учета состава пополнения.

С целью совершенствования метода и техники расчета с помощью ЭВМ Е. Я. Габович и Е. М. Малкин формализовали метод Державина и разработали алгоритм, который может быть рекомендован для оценки сырьевой базы и составления промысловых прогнозов [3].

Как уже указывалось, возможность применения этого метода ограничена определенными требованиями: необходимо наличие биологических характеристик, построенных на репрезентативном материале, и достаточный ряд наблюдений, продолжительность которого определяется

жизненным циклом изучаемого объекта. Отсутствие комплексной исходной информации снижает достоверность оценки запаса.

В этих случаях возникает необходимость использования других методов определения запаса: прямого учета абсолютной численности, а также методов, основанных на построении моделей популяции при ряде допущений.

Оценка запаса методом прямого учета абсолютного запаса была разработана в тридцатых годах на наших внутренних водоемах и с успехом применяется по сей день. В Азовском море метод траловых съемок используется для определения запаса тюльки и хамсы, судака и других рыб [10, 2].

В океанических районах рыболовства успешные опыты траловых съемок были предприняты в северо-западной, центрально-восточной и юго-восточной Атлантике.

При определении численности рыб в скоплениях используется гидроакустический метод, разработанный К. И. Юдановым [19], М. Д. Трускановым и М. Н. Щербино [17] (при оценке общего запаса атлантическо-скандинавских сельдей в период зимовки, а также запасов хека, анчоуса, минтая и других рыб в Тихом океане).

Еще большие возможности, очевидно, открывает использование космической техники.

Метод кибернетического моделирования популяции рыб впервые в нашей стране применил В. В. Меншуткин. Использованный им богатый биологический материал по питанию, росту и другим характеристикам окуня Карельских озер позволил построить машинную математическую модель конкретной популяции оз. Тюленего [12]. Ф. В. Крогиус, Е. М. Крохин, В. В. Меншуткин [9] разработали биологическую модель взаимосвязанных процессов в динамике численности красной из оз. Дальнего. Эта работа получила государственную премию.

Математические методы расчета запасов промысловых объектов в нашей стране еще не нашли достаточного практического применения. Имеются лишь работы, в которых подсчитаны запасы или же составные части динамики численности популяций. Представители советской рыбохозяйственной науки участвуют на международных совещаниях в рабочих группах по оценке запасов тех или иных промысловых стад. Их деятельность ограничивается лишь поисками, и в лучшем случае завершается публикациями (работы И. И. Серобабы [16] по оценке запасов минтая, В. А. Рихтера [15] по морскому налиму и Ю. Н. Ефимова [6] по тихоокеанскому хеку).

Рекомендации рыбной промышленности о величине промысловых запасов и возможному вылову нередко ограничиваются не конкретными показателями, а примерными оценками — «на уровне прежнего», «больше», «несколько меньше». Так, в прогнозах годичной заблаговременности лишь по очень небольшому числу промысловых видов приводятся величины общего запаса, а также указываются методы, которыми он был определен, и дается величина возможного изъятия запаса. Лучшее всего в этом отношении обстоит дело в Полярном институте. Подобные данные приводятся по треске и пикше Баренцева моря, мойве и сайке, по лабладорской треске, по треске и окуню банки Флемиш-Кап.

Из огромного количества промысловых объектов, включаемых в прогнозы Атлантического института, только в некоторых случаях дается величина биомассы (сельдь и пикша Северного моря, аргентина банки Браунс, сельдь в районе Новой Англии).

Однако сотрудниками Атлантического института ведутся дальнейшие разработки методов определения смертности и оценки запасов основных океанических промысловых рыб, о чем свидетельствуют доклады, направляемые на сессию ИКЕС, ИКНАФ и в другие международные организации. К сожалению, результаты этих исследований не нахо-

дят должного отражения в представляемых институтом прогнозах вылова этих видов.

Прогнозы Тихоокеанского института лишь бегло касаются величины запасов калифорнийского анчоуса, минтая в Беринговом море и у Алеутских и Командорских островов, скумбрии в северо-западной части Тихого океана и тихоокеанского хека. Указывается также величина нерестовых стад (по данным аэровизуальной съемки) горбуши, кеты и красной. Этим и ограничиваются суждения о величинах запасов промысловых объектов в морях Дальнего Востока. Однако в районах Ванкуверо-Орегонском и Калифорнийском проводилась гидроакустическая съемка и сделана оценка запасов анчоуса, хека и морских окуней. Проведена оценка запасов скумбрии, а также путассу. К сожалению, в сводных работах Тихоокеанского института по состоянию запасов промысловых видов и прогнозе возможного их вылова эти сведения отсутствуют.

Состояние запасов основных промысловых рыб внутренних морей СССР (Черного, Азовского, Каспийского, Балтийского) изучены полнее и разностороннее. Многолетние ряды наблюдений позволяют исследователям иметь биологическую информацию, на основе которой для многих видов установлены основные закономерности в динамике их численности. Знание биологических свойств популяций, а также ежегодно проводимые учеты урожая молоди дают возможность делать расчет величины пополнения и остатка в промысловом стаде, оценивать величину запаса и возможного изъятия и даже судить о возрастном составе предстоящих уловов.

Прогнозы, разрабатываемые для промысловых видов наших внутренних морей, имеют наиболее высокую оправдываемость и служат биологическим обоснованием для разработки мероприятий по регулированию рыболовства.

Проблема регулирования рыболовства не решена до наших дней, но за долгую историю ее развития выработан ряд ограничений и мер охраны рыбных ресурсов. Они, к сожалению, в подавляющем большинстве случаев пока еще не принесли особой пользы ни ресурсам, ни промысловикам, видимо, потому, что обычно применялись слишком поздно, не очень продуманно, часто в малых масштабах. Не останавливаясь на деталях, необходимо отметить, что все эти меры регулирования не в состоянии содействовать построению рационального промысла без контроля за тем, какая часть рассматриваемого запаса попадает в улов.

Частично можно регулировать улов посредством запретов, охраны производителей, введением лимитов и т. д., но полностью — только установлением принудительной квоты, изменяемой в соответствии с измеренным воздействием промысла на запас и его пополнение. Соблюдение установленной квоты в известной мере способно служить гарантией возможности получения максимального улововещенного улова.

Подобный контроль тоже требует ответливого представления о величине запаса и о характере воздействия на него как промысла, так и упомянутых мер и ограничений.

Обострение интереса к проблеме построения рационального промысла придает особое значение необходимости изучения биопродуктивности океана. Возрастающая интенсивность промыслового использования многих традиционных объектов, подчас приводящая к разрушению сложившихся экосистем и необратимым изменениям генетической структуры популяций, ставит вопрос о целесообразности рыбозаведения морских видов и освоения промыслом океанических биоресурсов более низкого трофического уровня. С этим же логически связаны проблемы разработки методов управления биологическими процессами, перехода в дальнейшем от современного рыболовства-охоты к рациональному и управляемому рыбному хозяйству с повышенной и более устойчивой

рыбопродуктивностью. Решение всех этих проблем требует четкого знания численности рыб. Эти трудноразрешимые даже в условиях замкнутого водоема проблемы становятся неизмеримо более сложными в Мировом океане.

Проблема использования рыбных запасов и построения рационального рыбного хозяйства, обсуждавшаяся еще во время В. К. Бражникова, В. А. Кевдина, Н. М. Книповича и других видных ученых, наиболее полно была изучена и сформулирована талантливейшим рыбохозяйственным исследователем В. И. Мейснером [11], который отмечал, что «определение количества подлежащей к вылову рыбы в рационально построенном плановом хозяйстве необходимо не только с точки зрения сохранения баланса водоема: от определения количества и качества (соотношение пород) предполагаемого улова зависит разработка всего производственного плана, расчета потребных средств, производственных мощностей и рабочей силы».

В некоторых гипотезах и разработках были сделаны попытки дать объяснение изменениям, происходившим в рыболовстве, и выработать практические рекомендации. Так возникли теории размножения, разрежения, роста, оптимального вылова, формальная теория жизни рыб и теория использования рыбных запасов, некоторые из которых вызвали длительные и ожесточенные дискуссии. Однако все они мало способствовали разработке основ рационального использования рыбных ресурсов.

Построение рационального рыболовства сопряжено с необходимостью теоретического обоснования планирования уловов и величины рыболовного усилия. Решение этой проблемы требует не только представления об абсолютной величине запаса, но и знания характера его изменений под влиянием факторов внешней среды (в том числе и рыболовства).

Появившиеся за последние два—три десятилетия зарубежные разработки по использованию в области рыбохозяйственных исследований элементов математического моделирования опираются на целый ряд предположений. Наиболее существенное из них и меньше других согласующееся с действительностью то, что запасы рыб и промысел в большинстве из них рассматриваются в устоявшемся (стабильном) или близком к этому состоянии.

Применение почти всех математических способов оценки абсолютной численности стада, его параметров и состояния промысла обусловлено необходимостью иметь результаты наблюдений за стадом за промежутки времени, продолжительность которого превышает продолжительность промыслового периода жизни рыб рассматриваемого вида.

Начинаться исследования должны с распознавания, или идентификации изучаемого промыслового стада. Для этого в зависимости от биологических особенностей объекта используют меристические, морфологические, гистологические, серологические и другие признаки, изучение которых позволит определить границы и установить ареал рассматриваемого стада.

Для получения наиболее информативных исходных данных для идентификации и для оценки параметров стада и промысла необходимо правильно организованное обследование. При планировании отбора проб из уловов наряду с биологическими особенностями изучаемого объекта и спецификой решаемых вопросов необходимо принимать во внимание теоретические рекомендации выборочного обследования, которые в свою очередь должны учитывать особенности структуры стада, техники лова и репрезентативность мест и сезонов лова.

Одним из наиболее существенных факторов, определяющих состояние численности стада, является гибель его особей, оценить которую невозможно без теоретических построений. Оценка смертности необхо-

дима при исследованиях, а при планировании обследования стада, как правило, определяет основной объем как полевых, так и камеральных работ.

Все способы оценки степени общей, промысловой и естественной смертности опираются на предположение о постоянстве смертности и основаны, как правило, на результатах изучения состава уловов, которые в этом случае должны исчисляться штучно.

Для определения коэффициента промысловой смертности нужно подсчитать количество труда, затрачиваемого на вылов, и интенсивность промысла, для чего необходимо измерить развиваемое усилие и напряженность производственной деятельности промысловых судов или орудий лова. Однако измерить усилие, затрачиваемое на обнаружение и вылов объекта промысла, невозможно без решения проблемы промысловой мощности, что до сих пор, к сожалению, еще не завершено.

Все методы оценки степени эксплуатации и подавляющее большинство способов вычисления коэффициента промысловой смертности опираются как на изучение возрастного состава, так и на определение промысловой мощности, общего рыболовного усилия, оценки интенсивности промысла.

Не менее важным фактором, определяющим состояние численности промыслового стада, является, как указывалось выше, пополнение, закономерности изменения которого, а также учет процессов размножения и развития требуют отражения в теоретических построениях при математическом моделировании. Характер изменения соотношения нерестового запаса и соответствующего пополнения оказывается одной из основных и в то же время самой малоизученной проблемой промысловой ихтиологии.

При изучении закономерности воспроизводства многие исследователи для упрощения пренебрегают процессами, управляющими формированием численности поколений на ранних стадиях их существования и определяют только соотношение численностей родительского стада и произведенного им потомства в момент вступления в состав промыслового стада. Однако и такое изучение закономерностей воспроизводства, и его моделирование обычно осложняется отсутствием достаточно долгого ряда наблюдений за нерестовым стадом и пополнением. Результаты таких наблюдений, безусловно, позволили бы лучше понять сущность компенсаторного механизма, управляющего численностью промыслового стада. Моделирование этого механизма способствовало бы объяснению сущности колебаний численности запаса не только более полному, но и более правильному, основанному на расчетах и лишенному элементов интуитивного подхода к решению организационно-практических вопросов промысла.

Известно, что в ходе развития теоретических разработок проблемы построения рационального рыболовства сложилось два различных способа отображения результатов воздействия четырех основных факторов (пополнения, роста, промысловой и естественной смертности) на состояние численности промыслового стада и величины возможного улова. При использовании одного из них величина возможного улова рассматривается как функция нескольких переменных, т.е. каждого из упомянутых факторов, а при использовании другого — как функция одной переменной — степень естественного прироста. В соответствии с этим и все теоретические разработки можно разделить на две категории. К одной следует отнести те, которые посвящены отображению динамики и позволяют проследить характер изменения численности промыслового стада и величины возможного улова в зависимости от каждого из четырех факторов, а к другой категории те, которые отражают результаты только совокупного воздействия всех факторов и посвящены концепции уравновешенного улова. Согласно этому результат математиче-

ских построений в первом случае можно назвать динамично-обобщенными моделями, а во втором — моделями логического типа.

С точки зрения рыбохозяйственных исследований весьма интересным кажется сравнение результатов, получаемых с помощью этих двух способов. Однако при рассмотрении улова как функции каждого из основных факторов в связи с отмеченной малой изученностью закономерности воспроизводства возникает сложность, препятствующая представлению численности промыслового стада, а следовательно и величины потенциального улова как переменной, зависящей от пополнения. Это затруднение нетрудно преодолеть, введя отношение улова к пополнению, которое можно считать показателем изменения общего возможного уравновешенного улова, вычисляемого в соответствии с упомянутой концепцией.

С созданием автоматизированной системы управления отрасли и включением в нее автоматизированной системы «Сырьевая база» возникают новые проблемы, связанные с широким использованием математических методов для оценки состояния биологических ресурсов морей и океанов. Как известно, упомянутая система состоит из нескольких подсистем — сбора, накопления и обработки данных, а также оценки состояния сырьевой базы, включая сюда краткосрочные и долгосрочные прогнозы.

В этой связи особое значение имеют разработки программы по оценке состояния запасов таких важнейших промысловых объектов, как сельдь, треска, минтай и некоторые другие. Так же важна разработка математических основ долгопериодных и краткосрочных прогнозов состояния биологических ресурсов в зависимости от изменения метеорологического и океанологического режима. Первые шаги в этом направлении сделаны в бассейнах Балтийского, Азовского и Северного морей, в Северо-Восточной Атлантике, Северо-Западной Пацифике и т. д.

Таким образом, широкое применение математических методов для понимания и программирования биологических явлений, в том числе оценки и прогнозирования состояния запасов водных объектов, с обязательным сохранением примата закономерностей, свойственных живому, — важнейшая задача рыбохозяйственных исследований.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Баранов Ф. И. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства. Изв. отдела рыбоводства и научн. пром. исследований. 1 (2), Петроград, 1918, с. 84—128.
2. Бойко Е. Г. Прогнозы запаса и уловов азовского судака. Тр. ВНИРО, т. 50, 1964, с. 45—88.
3. Габович Е. Я., Малкин Е. М. Опыт формализации биостатистического метода оценки относительной численности промысловых рыб. «Вопр. ихтиологии», т. 14, вып. 1 (84), 1974, с. 26—33.
4. Дементьева Т. Ф. Биологическое обоснование промысловых прогнозов. М., изд-во «Пищевая пром-сть», 1976, 320 с.
5. Державин А. Н. Севрюга (*Acipenser stellatus* Pallas) Биологический очерк. Изв. Бак. ихтиол. лабор. Т. 1, Баку, 1922, 112 с.
6. Ефимов Ю. Н. Определение влияния промысла на состояние запаса тихоокеанского леща Ванкуверо-Орегонского района. В кн.: Промышленное рыболовство, т. 2, М., 1973, с. 5—28.
7. Засосов А. В. Теоретические основы рыболовства. М., Изд-во «Пищевая пром-сть», 1970, 291 с.
8. Земская К. А. Рост и половое созревание северокаспийского леща в связи с изменением его численности. Тр. ВНИРО, т. 34, 1958, с. 63—86.
9. Крогиус Ф. В., Крохин Е. М., Меншуткин В. В. Сообщество пелагических рыб оз. Дальнего (опыт кибернетического моделирования). Л., «Наука», 1969, 86 с.

10. Майский В. Н. Об оценке запасов азовской тюльки. Тр. ВНИРО, т. 67, 1967, с. 190—197.
11. Мейснер В. И. Основы рыбного хозяйства. Снабтехиздат, 1932, 141 с.
12. Меншуткин В. В., Жаков Л. А. Опыт математического моделирования характера динамики численности окуня в заданных экологических условиях. В сб. «Озера Карельского перешейка», М.—Л., «Наука», 1969, 86 с.
13. Монастырский Г. Н. Динамика численности промысловых рыб. Труды ВНИРО, т. 21, 1952, с. 3—162.
14. Риккер В. Е. Биостатистический метод А. Н. Державина. «Рыбное хозяйство», № 10, 11, 1970, с. 6—8.
15. Рихтер В. А. Оптимальная интенсивность промысла красного морского налим западной части Атлантического океана. «Вопр. ихтиологии», 1970, т. 10, вып. 6, с. 882—990.
16. Серобаба И. И. Биология и состояние запасов минтая Берингова моря. Автореферат диссертации на соискание ученой степени канд. биол. наук. Владивосток, ТИРО, 1974, 27 с.
17. Трусканов М. Д., Шербино М. Н. Гидроакустический метод определения численности рыб в скоплениях. Тр. ВНИРО, т. 67, 1967, с. 243—252.
18. Уатт К. Экология и управление природными ресурсами. Перевод с англ. М., «Мир», 1971, 222 с.
19. Юданов К. И. Возможности гидроакустического метода определения численности рыб. Тр. ВНИРО, т. 67, 1967, с. 252—255.
20. Bishop, J. Errors in estimates of mortality obtained from virtual populations. J. Fish. Res. Bd. Can. v. 16 (1), 1959, pp. 73—90.
21. Paloheimo, J. E. A method of estimating natural and fishing mortalities. J. Fish. Res. Bd. Can., v. 15, 1958, pp. 749—758.
22. Pope, J. G. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. Res. Bull. ICNAF, No. 9, pp. 65—75.
23. Schumacher, A. Bestimmung der fischereilichen Sterblichkeit beim Kabeljaubestand von Westgrönland. Ber. Dt. Wiss. Komm. Meeresforsch., 21, 1970, H. 1—4, S. 248—259.

*Some application of mathematical methods to the
assessment of fish stocks and fisheries*

T. F. Dementyeva, A. V. Zassosov, K. A. Zemskaya, P. A. Moiseev

SUMMARY

In view of the intensive development of marine fisheries the usage of mathematical methods of the assessment of the absolute abundance of fish and state of fisheries has become very important. It is associated with a necessity of providing a scientific basis for planning catches and components of the fishing fleet. To solve this principle problem it is necessary to study the pattern of variations in the stock size under the influence of environmental factors. The study is also very important for the assessment of the reproduction of fish and recruitment. To make predictions of catches it is necessary to evaluate the recruitment size as a variable. In this case the methods of assessment of the relative abundance of the population are applied. When supplemented with the Derzhavin—Fry method they may be used for the assessment of the absolute abundance of the stock.

УДК 51 : 639.2.053

**МОДЕЛЬ ПОПУЛЯЦИИ ТИПА «ЗАПАС—ПОПОЛНЕНИЕ»,
УЧИТЫВАЮЩАЯ ВЛИЯНИЕ
КОРМОВОЙ БАЗЫ ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ
НА ВЫЖИВАНИЕ МОЛОДИ**

Т. И. Булгакова

Кривая воспроизводства или зависимость «запас — пополнение» устанавливает функциональную связь между численностью части стада, начиная с некоторого возраста t_n (запаса P) и числом особей возраста t_n (пополнением R). Тогда t_n — возраст пополнения, за который принимается или возраст полового созревания (тогда P — нерестовый запас) или возраст вступления в промысел (тогда P — промысловый запас). Построенная зависимость $R(P)$ позволяет выбрать режим эксплуатации популяции.

Выбирается вид зависимости $R(P)$, исходя из гипотез о том или ином факторе, регулирующем численность пополнения, поэтому этот фактор можно положить в основу классификации кривых воспроизводства.

Дифференциальный закон убыли одного поколения Ф. И. Баранов [2] записывал в виде

$$\frac{dx(t)}{dt} = -Zx(t), \quad (1)$$

x — коэффициент его смертности.

Z — коэффициент его смертности.

При $Z = \text{const}$ интегрирование (1) в интервале от 0 до t_n дает выражение

$$R = Ee^{-Zt_n},$$

здесь $R = x(t_n)$;

$E = x(0)$ — начальная численность поколения, причем

$$E = \lambda P,$$

где λ — плодовитость одной особи.

Таким образом, получена линейная зависимость пополнения от запаса

$$R = \lambda e^{-Zt_n} \cdot P, \quad (2)$$

где λ и t_n — постоянные величины для данной популяции.

Если коэффициент смертности — функция времени [$Z = Z(t)$], то пополнение R все равно линейно зависит от запаса

$$R = \lambda e^{-\int_0^{t_n} Z(t) dt} P$$

и не зависит от времени, поскольку показатель экспоненты зависит от верхнего предела интегрирования, а не от времени [1]. Если коэффициент смертности молоди линейно зависит от ее численности в этот момент [3] $Z(t) = Z_0(t) + K_1(t)x$, то решение уравнения (1) примет вид

$$R = \frac{P}{\alpha P + \beta}, \quad (3)$$

где α и β — положительные константы.

Эта зависимость представляет собой монотонно возрастающую функцию, асимптотически стремящуюся к пределу, равному $\frac{1}{\alpha}$, при увеличении P . Близкая по форме зависимость получается и при гипотезе, что популяцию ограничивает площадь, пригодная для нерестилищ [9]; это — частое явление у популяций рыб с донной икрой, когда при большом числе производителей часть нерестовых бугров разрушается.

Если коэффициент смертности молоди линейно зависит от P (например, смертность от хищничества) $Z = Z_0 + K_2 P$, то решение (1) примет вид

$$R = a P e^{-bP}, \quad (4)$$

где $a = \lambda e^{-Z_0 t_n}$, $b = K_2 t_n$ [11].

Если длительность уязвимого периода развития молоди t_n пропорциональна ее начальной численности [9] $t_n = K_3 \lambda P$ ($K_3 = \text{const}$), а $Z = \text{const}$, получается та же зависимость (4), но тогда $b = K_3 \lambda Z$. Зависимость Риккера имеет максимум и спадающую правую ветвь при больших P . Модели (3) и (4) подробно обсуждаются разными авторами [1, 9, 5, 7, 12, 13]. Модели Бивертон и Холта и Риккера описывают «компенсационные» регулирующие факторы, действующие сильнее при высоких значениях P . «Декомпенсационные» механизмы регулирования усиливают свое действие при малых численностях (например, стаиность рыб как защитный механизм от хищников [10]).

Чепмен [8] строил модель популяции морских котиков о-вов Прибылова, полагая, что ее уровень ограничивается кормовой базой взрослой части стада. Полученная им кривая воспроизводства имеет вид

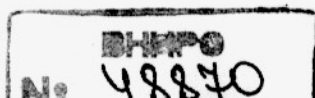
$$R = A P^{\frac{3}{2}} - B P^2, \quad (5)$$

где A и B — положительные константы, зависящие от разных параметров популяции.

Нами построена модель, которая может быть применена к популяциям как морских млекопитающих [4], так и рыб. Основана она на той же гипотезе о лимитирующей роли кормовой базы, но рассматривает другую и более детально разработанную схему питания. В основу модели положены следующие предположения.

1. Существует некоторый уязвимый период жизни молоди T_m , выживаемость в течение которого зависит от количества полученных от родителей питательных веществ за период T_k (эти периоды могут не совпадать и даже не перекрываться).

Например, для рыб за T_m можно принять интервал времени от выклева личинки до метаморфоза, а за T_k — время созревания икры в теле самки. Выживание личинки определяется количеством питательных веществ в ее желточном мешке, накопленном за T_k . Для щенков морских котиков T_k — период молочного кормления щенка, первое лето жизни, T_m — первый год жизни.



2. Родительские особи питаются на кормовом пятне площадью S с плотностью корма $\xi(t)$, зависящей только от времени. При большой численности популяции его питание может ограничиваться из-за недостатка корма. Изменение $\xi(t)$ во времени соответствует уравнению

$$\frac{d\xi}{dt} = \frac{C(t)}{S} - xP \cdot \frac{1}{S}, \quad (6)$$

где $C(t)$ — приток корма;

x — рацион одной особи.

3. Для одной самки справедливо балансовое равенство

$$x + g = x_0 + x_A + x_M, \quad (7)$$

т. е. траты на основной (x_0), активный (x_A) обмен и на образование питательных веществ для потомства (x_M) равны сумме рациона и количества вещества g , забираемого в единицу времени из внутреннего запаса тела самки. Каждая самка в момент $t = 0$ имеет некоторый запас в теле питательных веществ $G \geq 0$, который к моменту $t = T_K$ истощается.

Пусть $x_0 = \text{const}$, а x_A — траты на активный обмен, включающие в себя переменную составляющую x'_1 — траты на поиск и добычу пищи ($x_A = x_1 + x'_1$).

О характере питания самки можно сделать два исключаящих друг друга предположения: 1) $x = \text{const}$, а x'_1 в зависимости от плотности корма меняется за счет увеличения скорости передвижения

$$x'_1 = k_1 \frac{x}{\xi(t)}, \quad k_1 = \text{const}; \quad (8)$$

$$2) \quad x'_1 = \text{const}, \quad \text{а } x = \frac{x_1}{k_1} \xi(t). \quad (9)$$

Эти два предположения соответствуют двум крайним случаям формулы В. С. Ивлева для зависимости рациона от плотности корма [6]. Первое предположение соответствует ее области насыщения, а второе — начальному участку. Введение в модель самой зависимости Ивлева не позволяет получить решение уравнения (6) в явном виде и найти явное выражение для кривой воспроизводства.

4. Выживание молоди $\frac{R}{E}$ пропорционально количеству созданного за период T_K питательного вещества μ_T (здесь E — численность новорожденных щенков или число выклюнувшихся личинок).

Пусть на создание единицы массы питательных веществ для потомков идет $x_2 = \text{const}$ корма самки, т. е.

$$x_M = x_2 \cdot \mu(t), \quad (10)$$

где $\mu(t)$ — количество созданных самкой питательных веществ для потомков в единицу времени.

Тогда $\mu_T = \int_0^{T_K} \mu(t) dt$. Это либо количество потребленного за сезон щенком молока, либо биомасса гонад самки. Зависимость «запас — пополнение» будет иметь вид

$$R = k_2 \lambda P \cdot \mu_T, \quad k_2 = \text{const}. \quad (11)$$

Чтобы найти зависимость $\mu_T(P)$ при выполнении гипотезы 3 в первом предположении совместно решаются уравнения (6—8) и (10), а во вто-

ром предположении — (6), (7), (9), (10). В случае общего вида функции $C(t)$ решение можно получить численными методами. При $C = \text{const}$ уравнение (11) при первом предположении имеет вид

$$R(P) = \alpha P - \beta \frac{\frac{P}{C} - P}{\frac{C}{x} - P} \ln \left| 1 + \Gamma \left(\frac{C}{x} - P \right) \right|, \quad (12)$$

где положительные константы α , β и Γ представляют собой функции от параметров популяции и кормовой базы.

Исследуем зависимость $R(P)$ (12). Она пересекает ось нулей в двух точках: при $P = 0$ и при $P = P_2$, которое является решением трансцендентного уравнения

$$\frac{\alpha C}{x} - \alpha P = \beta \ln \left(1 + \Gamma \frac{C}{x} - \Gamma P \right).$$

Это решение существует при выполнении условия

$$\alpha - \beta \Gamma = \frac{k_2 h T_k}{x_2} [g + (x - x_0 - x_1 - x'_1(\xi_0))] > 0, \quad (13)$$

а условие это выполняется всегда, поскольку выражение в круглых скобках означает самоокупаемость промысла самки в начальный момент добычи корма $t = 0$ на кормовом пятне.

В интервале $0 < P < P_2$ $R(P) > 0$ мы исследуем полученную зависимость $R(P)$, для чего представим ее в виде

$$R(P) = P \cdot \rho(P),$$

где $\rho(P) = \alpha - \beta \frac{\ln \left| 1 + \Gamma \left(\frac{C}{x} - P \right) \right|}{\frac{C}{x} - P}$ — относительная функция, характеризующая зависимость выживания пополнения от величины запаса.

Отрицательные значения R (при $P > P_2$) биологического смысла не имеют и получены они потому, что при выводе уравнения (12) было опущено условие: $\mu_t = 0$ при $x_m(t) \leq 0$, которое соответствует малой плотности корма или слишком высокой численности запаса.

Исследование функции $\rho(P)$ показывает, что $\rho(0) = \alpha - \beta \frac{C}{x} \times \ln \left(1 + \Gamma \frac{C}{x} \right) > 0$, и на интервале $0 < P < P_2$, а ρ — монотонно убывающая функция, равная нулю при $P = P_2$ (рис. 1а), т. е. с ростом запаса выживаемость пополнения падает.

Функция $R(P) = P \rho(P)$ имеет на изучаемом интервале максимум, положение которого можно найти из условия

$$\frac{dR(P)}{dP} = \rho(P) - P \rho'(P) = 0.$$

Можно показать, что $\dot{f}(P) = P \rho'(P)$ — монотонно возрастающая на данном интервале функция, а значит $\rho(P)$ и $\dot{f}(P)$ пересекаются обязательно и в одной точке, т. е. максимум $R(P)$ — единственный, причем он лежит правее точки P_1 при выполнении условия $\Gamma \frac{C}{x} < 2 \left(\frac{\alpha}{\beta \Gamma} - 1 \right)$ и левее точки P_1 при обратном знаке последнего неравенства. Вид функции $R(P)$ показан на рис. 1б.

В частном случае модели, когда нет притока корма ($C = 0$), зависимость $R(P)$ имеет более простой вид

$$R = \alpha P + \beta \ln(1 - \Gamma P). \quad (12)'$$

В этом случае $R(0)$ и максимум функции лежит внутри интервала $(0, \frac{1}{\Gamma})$ и равен $P_m = \frac{1}{\Gamma} - \frac{\beta}{\alpha}$.

При выполнении гипотезы 3 во втором предположении и $C = \text{const}$ зависимость (11) примет вид

$$R(P) = y - zP + \left(v - \frac{y}{uP}\right)(1 - e^{-uP}), \quad (14)$$

где положительные константы z, u, v, y представляют собой функции от параметров популяции и кормовой базы.

Строим $R(P)$ как разность двух функций $R = f_1 - f_2$,

где $f_1 = y - zP, f_2 = \frac{y - uvP}{uP}(1 - e^{-uP}). \quad (\text{рис. 2})$

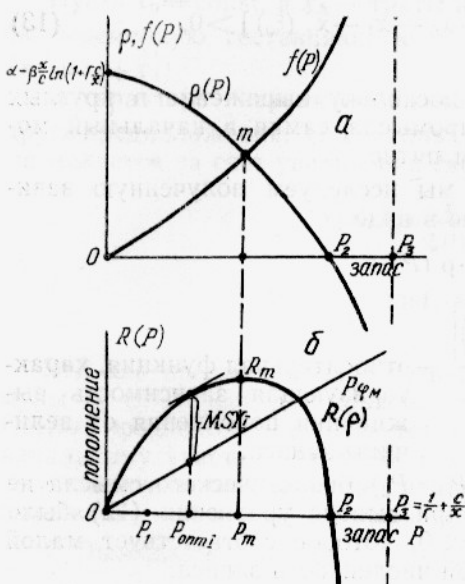


Рис. 1. Относительная функция «запас—пополнение» $\rho(P)$ для модели (12) и вспомогательная функция $f(p) = P \frac{d\rho}{dp}$ для определения экстремальной точки (m) функции $R(p)$. (а); кривая воспроизводства $R(p)$ для модели (13) и определение величины MSY (б)

Поскольку f_2 —трансцендентная функция, в общем виде найти характерные точки не удастся, проводим качественное исследование. И f_1 и f_2 — убывающие функции, причем $f_1(0) = f_2(0) = y$ и $f_1(P) = 0$ при $P_1 = \frac{y}{z}$, а $f_2(P) = 0$ при $P_2 = \frac{y}{uv} \cdot P_1 > P_2$, так как должно выполняться условие $uv - z > 0$ (это неравенство совпадает с условием (13). $f_2(P)$ стремится к пределу, равному $(-v)$ при стремлении P к бесконечности, т.е. существует точка пересечения функции f_1 и f_2 , соответствующая нулю функции $R(P)$. В точке максимума $R(P)$ производные f_1 и f_2 по P равны. Так как $\lim_{P \rightarrow \infty} \frac{df_2}{dP} = 0$, то $\lim_{P \rightarrow \infty} \frac{dR}{dP} = -z$, и наклон $R(P)$ приближается к наклону линейной функции $f_1(P)$ при неограниченном увеличении P .

Если $C = 0$ точки P_1 и P_2 совпадают и равны нулю. Уравнение (14) примет вид

$$R(P) = -zP + v(1 - e^{-uP}). \quad (14)^*$$

Просто показать, что максимум функции достигается в точке

$$P_m = \frac{1}{u} \ln \frac{uv}{z}.$$

Таким образом, модели, учитывающие зависимость между выживанием пополнения и питанием производителей, по форме кривой «запас—пополнение» близки к модели Риккера, в которой при увеличении численности запаса при $P > P_m$ численность пополнения уменьшается.

При выборе режима эксплуатации популяции с помощью кривой воспроизводства существенно, состоит нерестовое стадо (запас) из одного возрастного класса или из нескольких. В первом случае строят прямую линию замещения под углом 45° к оси P , и разность между кривой $R(P)$ и линией замещения — величина улова, который можно взять промыслом, если мы хотим поддерживать запас на постоянном уровне. Во втором случае пополнение должно не замещать запас, а компенсировать промысловую и естественную убыль запаса, т.е. $R(P) = Y + P\varphi_m$, тогда промыслом можно брать улов, равный разности между кривой $R(P)$ и прямой $P\varphi_m$, лежащей под углом к оси P , меньшим, чем 45° . φ_m — естественная убыль запаса. Случай одновозрастного запаса — это частный случай популяции с многовозрастным запасом, когда $\varphi_m = 1$.

Найдем режим оптимального промысла с точки зрения максимального уравнившегося улова. При оптимальном значении запаса для модели (12'), равным

$$P_{\text{опт I}} = \frac{1}{\Gamma} \left(\frac{\alpha - \beta\Gamma - \varphi_m}{\alpha - \varphi_m} \right),$$

величина максимального уравнившегося улова равна

$$MSY_I = \frac{1}{\Gamma} (\alpha - \beta\Gamma - \varphi_m) + \beta \ln \frac{\beta\Gamma}{\alpha - \varphi_m} \quad (\text{см. рис. 1 б}).$$

Для модели (14') оптимальный запас равен

$$P_{\text{опт II}} = \frac{1}{u} \ln \frac{uv}{z + \varphi_m}$$

и ему соответствует

$$MSY_{II} = \frac{uv - z - \varphi_m}{u} + \frac{z + \varphi_m}{u} \ln \frac{z + \varphi_m}{uv} \quad (\text{см. рис. 2}).$$

Предложенные нами модели апробировались на популяции морских котиков [4]. В дальнейшем интересно проверить эти модели на рыбных объектах, а в первую очередь — условия, положенные в их основу, как механизм регулирования численности популяции, так и постоянство некоторых популяционных параметров. В частности, вызывает сомнение гипотеза о постоянстве коэффициента плодovitости λ , принятая нами вслед за Риккером и Бивертоном и Холтом.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

А. Андреев Н. Н. Математический анализ кривых воспроизводства. Труды ВНИРО, 1969, т. 67, с. 32—48.

2. Баранов Ф. И. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства. Избр. труды, 1971, т. 3, изд-во «Пищевая пром-сть», с. 42—56.
3. Бивертон Р., Холт С. Динамика численности промысловых рыб. Изд-во «Пищевая пром-сть», 1969, 246 с.
4. Булгакова Т. И. Применение математических моделей для расчета оптимального уравновешенного вылова морских котиков о-ва Тюленьего. Труды ЦНИИТЭИРХ, 1973, т. 2, с. 30—52.
5. Засосов А. В. Теория воспроизводства рыбных запасов. Труды ВНИРО, 1969, т. 67, с. 101—111.
6. Ивлев В. С. Экспериментальная экология питания рыб. Пищепромиздат, 1955, 245 с.
7. Меньшуткин В. В. Метод моделирования в динамике численности рыб. ОНТИ ВНИРО, 1964, 60 с.
8. Chapman, D. G. Population dynamics of the Alaska fur seal herd. Trans. Wildl. Conf., Wash., 26, 1961, pp. 356—369.
9. Chapman, D. G. Spawner-recruit models and estimation of the level of maximum sustainable catch. Symp. on Stock and Recruitment, 1970, 1973, pp. 325—332.
10. Clark, C. W. Possible effects of schooling on the dynamics of exploited fish populations. J. Cons. Int. Expl. Mer., 36 (1), 1974, pp. 7—14.
11. Ricker, W. E. Stock and recruitment. J. Fish. Res. Bd. Can. 11, 1954, pp. 559—623.
12. Ricker, W. E. Critical statistics from the reproduction curves. Symp. on Stock and Recruitment, 1970, 1973, pp. 333—340.
13. Tanaka, S. Studies on the dynamics and the management of fish population. Bull. Tokai Reg. Fish. Res. Lab., 28, 1960, pp. 1—200.

*A stock-recruitment model estimating the impact of the availability of food
for spawners on the survival of offspring*

T. I. Bulgakova

SUMMARY

Various surmises on selection of limiting factors for the recruitment of populations lead to different types of reproduction curves. The model suggested is based on the concept that the availability of food resources to spawners is the decisive factor. The survival of young fish throughout a certain vulnerable period of their life is dependent upon the quantity of nutrients received from their parents, i.e. milk for mammalian pups, nutrient eggs in fish, some part of parental food in birds. When the stock of spawners is very abundant food resources are sooner exhausted, more energy is spent on search for food and thus a smaller part of the ration of parents is used for formation of nutrients for their offspring.

The mathematical relations describing reproduction curves for this case are analysed and formulas for the determination of the maximum sustained yield are derived.

УДК 599.745.1

МЕТОД ОЦЕНКИ НЕКОТОРЫХ ПАРАМЕТРОВ ПОПУЛЯЦИИ МОРСКИХ КОТИКОВ ПО МАТЕРИАЛАМ МЕЧЕНИЯ

В. Л. Андреев (ИБМ ДВЦ АН СССР), Т. И. Булгакова (ВНИРО),
Ф. Г. Челноков (КотинРО)

Массовое мечение щенков морских котиков металлическими метками проводится на о-ве Тюленьем с 1957 г., а на Командорских островах — с 1958 г., но до недавнего времени по возврату меток на советских островах определяли лишь качественные характеристики популяции [2—4]. На о-вах Прибылова каждую осень оценивается величина приплода по методу Петерсена, которая в последующие годы уточняется на основе возврата меток в промысловых выбоях. Делалась попытка [12] оценить количество избежавших убоя трехлетков и четырехлетков, но при этом промысел меченых самцов был организован специальным образом.

Чаще всего предполагается, что соотношение числа меченых и немеченых животных в момент мечения тот же, что и в последующих выборках [6, 9 — 11, 15].

Однако при использовании металлических меток часть их теряется, а часть животных погибает от травм при мечении. Учесть дополнительную смертность животных от мечения для нахождения коэффициента смертности можно, если провести серии многократных выборок с повторным мечением или же использовать возрастное распределение выборок [13, 14]. Промысел же котиков селективен, и возрастное распределение выбоя не дает представления о структуре популяции, а эксперимент с повторным мечением на советских островах не проводился.

Цель предлагаемой работы — показать принципиальную возможность определения важнейших параметров стада морских котиков с помощью мечения с учетом «издержек» мечения — вероятности потери метки и влияния мечения на выживаемость животных и оценить эти «издержки».

Нами проанализирован материал о мечении и возврате меток на Командорских и Тюленьем островах с 1962 до 1972 г., собранный сотрудниками лаборатории морских зверей Камчатского и котиковой лаборатории Сахалинского отделений ТИНРО. Авторы выражают благодарность всем лицам, участвовавшим в сборе этих материалов, и любезно предоставивших их для использования в этой работе. Необходимые для расчетов данные сведены в табл. 1 и 2.

В течение нескольких лет часть щенков на советских островах метили двумя металлическими метками, прикрепляемыми к обоим лапам (так называемыми двойными метками). Группы номеров, используемые на двойных метках, фиксировали, чтобы иметь возможность их идентифицировать даже при наличии только одной метки у убитого котика.

Данные по возврату меток для о-ва Тюленьего

Год мечения	Число шенков, тыс.			Число убитых самцов															
	всего живых $E + E^* + E^{**}$	с одной мет- кой E^*	с двумя мет- ками E^{**}	двухлетков, $t=2$				трехлетков, $t=3$				четырёхлетков, $t=4$				пятилетков, $t=5$			
				$Y_{2\Sigma}$	Y_{2R}^*	Y_2^*	Y_2^{**}	$Y_{3\Sigma}$	Y_{3R}^*	Y_3^*	Y_3^{**}	$Y_{4\Sigma}$	Y_{4R}^*	Y_4^*	Y_4^{**}	$Y_{5\Sigma}^*$	Y_{5R}^*	Y_5^*	Y_5^{**}
1962	38,2	10,29	0,46				—				—	1598	210	7	2	1119	107	4	1
1963	40,8	8,82	2,47				—	4199	533	104	116	1839	213	25	46	573	64	9	15
1964	42,2	6,88	4,00	2338	160	99	62	3582	254	109	81	811	63	23	7	242	18	9	1
1965	28,1	0,01	7,99	1014	—	146	179	1314	—	198	190	575	—	66	36	275	—	60	23
1966	43,4	7,40	4,80	1486	129	56	77	3360	263	133	110	1026	95	57	25	517	47	27	15
1967	55,1	17,58	—	1833	315	—	—	4580	478	—	—	1662	183	—	—	362	44	—	—
1968	37,0	9,40	—	874	155	—	—	3525	185	—	—	786	59	—	—	—	—	—	—
1969	39,4	9,85	—	613	253	—	—	2975	268	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1970	27,9	—	4,19	1657	—	119	119	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Всего с 1964 по 1970	273,1	51,13	20,99	9815	1012	420	437	19336	1448	440	381	4860	400	146	68	1396	109	96	39

Примечание: $Y_{t\Sigma}$ — общая величина выбоя самцов возраста t из поколения T_0 , из них;

Y_{tR}^* — число самцов с меткой, помеченных в год T_0 одинарной меткой;

Y_t^{**} и Y_t^* — число самцов с двумя и с одной метками соответственно, помеченных двойными метками в год T_0 .

Данные по возврату меток для Командорских островов

Год мечения	Возврат двойных меток в выбоях самцов							
	двухлетков		трехлетков		четырёхлетков		пятiletков	
	Y_2^*	Y_2^{**}	Y_3^*	Y_3^{**}	Y_4^*	Y_4^{**}	Y_5^*	Y_5^{**}
1963	44	70	257	263	128	87	18	11
1964	11	19	104	140	77	41	7	3
1965	3	5	36	14	15	5	4	3
1966	8	11	74	103	25	29	4	3
1967	13	34	59	136	48	81	2	—
1968	6	25	76	190	24	54	—	—
1969	13	16	93	154	—	—	—	—
1970	7	39	—	—	—	—	—	—
Всего с 1963 по 1967	79	139	540	656	293	243	35	20

Вероятность потери метки к возрасту t r_t рассчитана по материалам о мечении двойными метками методом Галланда [8], уже применяемым на о-вах Прибылова [7]. Полагая, что котики, потерявшие и не потерявшие метку, с равной вероятностью попадают в выборку, находим r_t по формуле

$$r_t = \frac{Y_t^*}{Y_t^* + 2Y_t^{**}}, \quad (1)$$

где Y_t^* и Y_t^{**} — количество самцов данного поколения из числа помеченных двумя метками, добытых в возрасте t и потерявших одну или сохранивших обе метки соответственно.

Наша работа [1] содержит оценки r_t для отдельных поколений для популяций о-ва Тюленьего и Командорских островов. Из табл. 3, в которой приведены усредненные оценки r_t , рассчитанные для суммарных выборок, видно, что на Командорских островах потеря меток ниже, чем на о-ве Тюленьем.

Таблица 3

Расчет вероятности потери метки

Показатели	Возраст добытых самцов t			
	2	3	4	5
<i>Популяция о-ва Тюленьего</i>				
Среднее $\bar{r}$ за 1964—1966 гг.	0,32	0,37	0,52	0,55
Доверительные пределы $\bar{r}_t$ ($p=0,95$)	0,30—0,36	0,33—0,40	0,43—0,57	0,45—0,60
Величина выборки для 15% точности	400	400	300	200
<i>Командорская популяция</i>				
Среднее $\bar{r}$ за 1963—1967 гг.	0,22	0,29	0,38	0,47
Доверительные пределы $\bar{r}_t$ ($p=0,95$)	0,18—0,27	0,27—0,31	0,34—0,41	0,32—0,62
Величина выборки для 15% точности	600	300	400	300

Найдем доверительные пределы полученных оценок $\bar{r}_t$ с помощью случайной величины $C_t = \frac{2\bar{r}_t}{1 + \bar{r}_t}$. Полученные оценки $\hat{C}_t = \frac{Y_t^{**}}{Y_t^* + Y_t^{**}}$ — несмещенные оценки вероятности успеха одного испытания Бернулли, т. е. параметр биномиального распределения, если под успехом понимается следующее событие: из выборки размером $(Y_t^* + Y_t^{**})$ выбирается особь, потерявшая одну метку. Доверительные 95%-ные пределы для $\hat{C}_t$ определяем по таблице 4.2 из работы Хана и Шапиро [5] для данного размера выборки. Поскольку $\bar{r}_t$ — монотонная функция случайной величины C_t

$$\bar{r}_t = \frac{C_t}{2 - C_t}, \quad (2)$$

то по формуле (2) находим доверительные пределы $(\bar{r}_{tb}, \bar{r}_{tb})$ для r_t (см. табл. 3).

Вообще доверительные пределы оценки x будем обозначать x_v (верхний) и x_n (нижний). Видно, что для старших возрастов, начиная с $t = S$, когда величина выборки $(Y_t^* + Y_t^{**})$ уменьшается, доверительные интервалы расширяются. Для $t = 7$ ошибка в оценке r_t может достигать 50%, потому эти оценки не приводим.

Определим, какого размера должна быть выборка $N = Y^* + Y^{**}$, чтобы с заданной точностью получить оценку величины r . Обозначим $r = \hat{r} \pm \Delta r$, где $\hat{r}$ — оценка величины r , тогда

$$C = \frac{2r}{1+r} \approx \frac{2\hat{r}}{1+\hat{r}} \left(1 \pm \Delta r \frac{1}{\hat{r}(1+\hat{r})} \right), \text{ т. е. } C \approx \hat{C} \pm \Delta r \frac{2}{(1+\hat{r})^2}.$$

С помощью той же таблицы [5] найдена величина выборки N , которая обеспечит 15%-ную точность r_t .

$$N = \max \{ N_v, N_n \},$$

где N_n и N_v — величины выборки, обеспечивающие нижний и верхний доверительный пределы r_t (см. табл. 3).

Видно, что величина выборок для отдельных поколений (см. табл. 1) не позволяет получить достоверных оценок r_t .

В настоящее время промысел организован так, что всех холостяков промысловых размеров, попавших в отгон, забивают независимо от того, имеют они метку или нет. В этом случае по данным выбоя можно рассчитать только **отношение выживаемости** в течение первых t лет немеченых (S_t) к выживаемости меченых (S_{tm}) особей $\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tm}}$, а не абсолютную величину выживаемости.

Пусть в момент T_0 из числа живых к осени щенков E_Σ метят одной меткой E^* , двумя E^{**} и не метят E щенков, причем величины E^* , E^{**} , E нам известны (см. табл. 1). Считается, что половину их составляют самцы. В момент $t + T_0$ в популяции находится всего $N_{t\Sigma}$ самцов этого поколения, из них N_t самцов без меток, среди которых есть немеченые, потерявшие обе метки из числа помеченных двумя и потерявшие одну метку из числа помеченных одной. Различить мы их не можем. Среди самцов с метками (N_{tm}) в популяции в это время находятся особи с двумя метками, потерявшие одну метку из двух и не потерявшие мет-

ки из числа помеченных одной. Полагаем, что выживаемость особей до возраста t , помеченных одной и двумя метками, одинакова и равна S_{tm} , причем особи, потерявшие метку, имеют ту же выживаемость, что и не потерявшие. Тогда число особей без меток данного поколения в момент $t + T_0$ равно

$$N_t = \frac{1}{2} ES_t + \frac{1}{2} S_{tm} (E^{**} r_t^2 + E^* r_t), \quad (3)$$

а число особей с метками —

$$N_{tm} = \frac{1}{2} S_{tm} (E^{**} q_t^2 + E^{**} \cdot 2q_t r_t + E_{qt}^*), \quad (4)$$

где $q_t = 1 - r_t$.

Обозначим долю числа особей с метками от общей численности поколения в момент $t + T_0$ через π_t . Тогда $\pi_0 = \frac{1}{E_\Sigma} (E^{**} + E^*)$ — известная величина, а

$$\pi_t = \frac{N_{tm}}{N_{t\Sigma}} \quad (5)$$

оценим по данным выбоя следующим образом

$$\hat{\pi}_t = \frac{Y_t^{**} + Y_t^* + Y_{tR}^*}{Y_{t\Sigma}},$$

где Y_{tk}^* и $Y_{t\Sigma}$ — число особей в возрасте t в выбое, помеченных одной меткой и ее не потерявших, и общая величина выбоя особей возраста t .

Особей, относящихся к группам Y_t^{**} и Y_{tk}^* в списке снятых с убитых животных меток, можно различить по номерам меток, т. е. $\hat{\pi}_t$ можно определить. Из (3÷5) находим

$$\alpha_t = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_t)}{\pi_t} - 1 \right], \quad (6)$$

где $f(r_t) = r_t (1 - v + v r_t)$, $v = \frac{E^{**}}{E^* + E^{**}}$ (v и π_0 — константы для данного поколения).

В частных случаях, если в год T_0 мечение проводилось только одной меткой, $v = 0$, если же только двойными метками, то $v = 1$, т. е. расчетные формулы упрощаются.

Соотношение выживаемости котиков за год в возрасте $(t, t + 1)$ можно найти как

$$\alpha_{t, t+1} = \frac{\alpha_{t+1}}{\alpha_t}. \quad (7)$$

В табл. 4 представлены результаты расчетов α_t ($t = 2 \div 5$) с учетом потери меток для популяции котиков о-ва Тюленьего для разных поколений, поскольку только для нее можно пренебречь потоками иммиграции и эмиграции. При расчете использованы данные табл. 1. Для 1962 г. процент мечения очень мал, поэтому рассчитать α_t не удалось. Для расчета α_t поколений 1963—1966 и 1970 г. брались сглаженные линией регрессии значения зависимости r_t от возраста для каждого данного поколения [1]. Для поколений 1967—1969 гг., когда мечение проводилось только одинарными метками, α_t рассчитывалось по средним значениям r_t . Для этих поколений получен наибольший разброс оценок α_t .

Отношение выживаемости немеченых и меченых самцов котиков
о-ва Тюленьего за $[T_0, t+T_0]$ α_t

Год мече- ния T_0	α_2	α_{2B} α_{2H}	α_3	α_{3B} α_{3H}	α_4	α_{4B} α_{4H}	α_5	α_{5B} α_{5H}
1963	—	—	1,33	1,48 1,17	1,55	1,80 1,19	1,43	2,30 0,75
1964	1,38	1,57 1,05	1,34	1,75 1,05	1,14	2,66 0,38	0,83	0,93 0,35
1965	0,74	0,88 0,59	0,78	0,91 0,63	1,39	1,94 0,89	0,58	0,97 0,27
1966	1,13	1,35 0,85	1,29	1,60 1,07	1,06	1,39 0,75	1,02	1,73 0,47
1967	1,37	1,58 1,20	2,29	3,03 2,10	2,03	2,30 1,57	1,25	2,40 0,59
1968	0,94	1,25 0,67	4,16	5,18 3,06	2,28	2,98 1,27		
1969	0,21	0,29 0,14	1,96	2,64 1,65				
1970	0,93	1,10 0,78						
Среднее $\bar{\alpha}_t$ за 1964— —1970 гг.	1,25	1,38 1,14	1,82	2,18 1,33	1,23	1,48 0,91	0,72	1,00 0,43
Среднее $\bar{\alpha}_t$ за 1964— —1970 гг. при $r_t=0$	1,80		2,76		2,48		1,72	

Поскольку α_t — функция двух случайных величин (π_t и r_t), ее доверительные пределы (α_{tB} , α_{tH} ; см. табл. 4) найдены следующим образом. π_t представляет собой вероятность успеха при одном испытании Бернулли, если под успехом понимать событие, заключающееся в том, что из выборки-выбоя величиной $Y_{t2} = Y_t + Y_t^* + Y_t^{**} + Y_t^* R$, содержащей особей как с метками, так и без меток, выбранная наугад особь имеет метку. Потому доверительные пределы оценок π_t находим по табл. 4.2 [5]. Поскольку $f(r_t)$ — монотонно возрастающая функция от r_t , ее доверительные пределы находим по доверительным пределам r_t . Если доверительные пределы каждой из величин r_t и π_t определяют вероятность 0,95 попадания их оценок в интервал $[r_{tB}, r_{tH}]$ и $[\pi_{tB}, \pi_{tH}]$ соответственно, то по крайней мере с не меньшей вероятностью оценка α_t попадает в интервал

$$[\alpha_{tB}, \alpha_{tH}],$$

$$\text{где } \alpha_{tH} = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_{tB})}{\pi_{tB}} - 1 \right] \text{ и } \alpha_{tB} = \pi_0 \left[\frac{1 - f(r_{tH})}{\pi_{tH}} - 1 \right].$$

Из табл. 4 видно, что с ростом t доверительные интервалы растут и оценки α_t уже для $t = 5$ становятся недостоверными. Для тех поколений, для которых велось мечение только одинарными метками, никаких

определенных выводов сделать не удастся. Для поколений 1965 г. ($t=2,3$) и 1970 г. получены $\alpha_t < 1$ (выживаемость меченых котиков больше, чем немеченых). Для этих поколений мечение проводилось только двойными метками, и, по-видимому, выбирались для мечения наиболее сильные щенки. Для получения же численных оценок параметров нужно, чтобы щенки для мечения выбирались случайным образом.

Расчеты по суммарной выборке показывают, что выживаемость меченых котиков ниже выживаемости немеченых в возрасте до трех лет. Затем соотношение меняется: отношение выживаемостей за год в возрасте t $\alpha_{t,t+1} < 1$: $\alpha_{3,4} = 0,75$; $\alpha_{4,5} = 0,60$. Возможно, этот факт объясняется тем, что мечение, действуя как фактор отбора, повышает смертность более слабых животных в первые годы жизни. Оставшиеся в живых в среднем оказываются более жизнеспособными, чем немеченые особи.

Точность оценок α_t ниже, чем r_t , а точность оценок $\alpha_{t,t+1}$ еще ниже. В последней строке табл. 4 приведены расчеты α_t без учета потери меток (при $r_t = 0$), тогда $\alpha_t = \pi_0 \left(\frac{1}{\pi_t} - 1 \right)$. Пренебрежение потерей меток может более чем в два раза (при $t = 4,5$) завысить оценку α_t и привести к неверным выводам о большой смертности животных от мечения. Рассмотрим подробнее смысл параметра α_t . Поскольку на популяцию обычно действует несколько факторов, вызывающих смертность ее особей, выживаемость немеченых особей до возраста t равна $S_t = (1 - \varphi_{IF}) (1 - \varphi_{ест})$, а выживаемость меченых равна

$$S_{tm} = (1 - \varphi_{IF}) (1 - \varphi_{ест}) (1 - \varphi_{меч}),$$

где φ_{IF} , $\varphi_{ест}$, $\varphi_{меч}$ — убыль популяции до возраста t от промысла, от естественных причин и от мечения соответственно.

Тогда $\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tm}}$ и $\varphi_{тмеч} = 1 - \frac{1}{\alpha_t}$ — такая часть меченых котиков погибла бы от мечения, если бы других причин смертности не было. Реально же из-за мечения мы теряем $S_t \frac{a}{100} \left(1 - \frac{1}{\alpha_t} \right)$ -ю часть поколения, где a — процент меченых щенков. Рассмотрим самый неблагоприятный случай: $\alpha_3 = 1,82$ (эта оценка явно завышена из-за поколений 1967—1969 гг.). Пусть выживаемость немеченых котиков равна за 1 год 0,5, за II и III — по 0,8, т. е. $S_3 = 0,32$ — из-за естественной смертности к трем годам теряется 68% поколения. При этом благодаря мечению при $a = 25\%$ мы теряем 3,7% от численности поколения, а при $a = 10\%$ — всего 1,5%. При уменьшении a точность оценок, получаемых благодаря возврату меток, понизится.

Покажем, как следует организовать экспериментальный промысел, чтобы без повторного мечения оценить **абсолютную выживаемость** котиков и **численность поколения** с учетом величин r_t и α_t .

Если меченых животных, попавших в отгон, выпускать, то убыль от промысла меченых котиков $\varphi_{тм} = 0$. В год $T_0 + t$ после окончания промысла определяем α_t по формуле (6), но при этом π_t — доля меченых животных среди t -летних не в выбое, а в выборке-отгоне. Кроме того,

$$\alpha_t = \frac{S_t}{S_{tm}} = \frac{1 - \varphi_{IF}}{1 - \varphi_{тмеч}}. \quad (8)$$

Поскольку при однотипном мечении смертность от мечения к возрасту t для разных поколений одна и та же и определена ранее ($\varphi_{тмеч} = 1 - \frac{1}{\alpha_t^0}$, где α_t^0 определено в предыдущих расчетах для случая, когда

да интенсивность промысла меченых и немеченых животных одна и та же), находим из (8) промысловую убыль немеченых животных

$$\varphi_{IF} = 1 - a_t (1 - \varphi_{\text{меч}}).$$

Зная Y_t (выбой t -летних самцов в год $T_0 + t$) и считая, что в период промысла нет естественной смертности, поскольку этот период короток, можно найти абсолютную численность самцов без метки этого поколения в том же году до начала промысла $N_t = \frac{Y_t}{\varphi_{IF}}$ и общую численность самцов

$$N_{\Sigma} = \frac{N_t}{1 - \pi_t}. \quad (9)$$

Выживаемость меченых самцов к возрасту t найдем из (4) и (9)

$$S_{tm} = \frac{2N_t \frac{\pi_t}{1 - \pi_t}}{(1 - r_t) [E^{**} (1 + r_t) + E^*]}.$$

Выживаемость немеченых самцов от естественных причин за тот же интервал при $\varphi_{IF} = \varphi_{IFM}$ равна $S_t = S_{tm} \frac{1}{1 - \varphi_{\text{меч}}}$, а при $\varphi_{IFM} = 0$

$$S_t = S_{tm} (1 - \varphi_{IF}) \frac{1}{1 - \varphi_{\text{меч}}}.$$

Аналогично можно найти численность поколения и выживаемость к возрасту $(t+1)$ в год $(T_0 + t + 1)$ и т. д.

Опишем метод определения **смешиваемости двух популяций** котиков с учетом потери меток и дополнительной смертности от мечения.

Пусть на островах A и B в год T_0 помечено E_A^* и E_B^* щенков одной меткой и не помечено E_A и E_B . Из этого поколения в возрасте t на острове A берем выборки-выбои. Оценить смешиваемость стад — значит определить отношение числа иммигрантов с B к числу особей местного происхождения G_{BA} . Пусть для обоих островов известны вероятность потери метки r_A и r_B и отношения выживаемостей α_A и α_B . Если N_A и N_B общие численности данного поколения и популяции смешиваются, то число эмигрантов с A (ϑN_A) и иммигрантов на A с B ($I N_B$) пропорциональны численностям (ϑ и I — положительные константы). Тогда число особей местного происхождения на A равно

$$E_A^* (1 - r_A) S_{Am} (1 - \vartheta) + (E_A S_A + E_A^* r_A S_{Am}) (1 - \vartheta), \quad (10)$$

а число особей на A , рожденных на B , равно

$$E_B^* (1 - r_B) S_{Bm} I + (E_B S_B + E_B^* r_B S_{Bm}) I. \quad (11)$$

Тогда искомое отношение равно

$$G_{BA} = \frac{I S_{Bm}}{(1 - \vartheta) S_{Am}} \cdot \frac{E_B^* + E_B \alpha_B}{E_A^* + E_A \alpha_A},$$

но I , ϑ и S_{Bm} , S_{Am} неизвестны. По возврату меток можно определить g_{BA} — отношение числа иммигрантов с метками к числу местных животных с метками на A ; с другой стороны, из формул (10) — (11) получим

$$g_{BA} = \frac{I S_{Bm}}{(1 - \vartheta) S_{Am}} \cdot \frac{E_B^* (1 - r_B)}{E_A^* (1 - r_A)},$$

$$G_{BA} = g_{BA} \cdot \frac{E_B^* + E_{BA} \alpha_B}{E_A^* + E_{BA} \alpha_A} \cdot \frac{E_A^* (1 - r_A)}{E_B^* (1 - r_B)}.$$

Таким образом, для нахождения G_{BA} достаточно знать α_B и α_A , а не абсолютные значения выживаемости. Зная же S_{AM} и S_{BM} или полагая их равными, можно найти и параметры I и Θ , т.е. узнать, какая часть поколения популяции одного острова переместилась на другой. Для этого по аналогичным формулам найдем по возврату меток на B

$$g_{AB} = \frac{E_B^* S_{BM} (1 - r_B)}{E_A^* S_{AM} (1 - r_A)} \cdot \frac{1 - I}{\Theta}.$$

Получим систему уравнений

$$\left. \begin{aligned} 1 - I &= a\Theta \\ I &= b(1 - \Theta) \end{aligned} \right\},$$

где

$$a = g_{AB} \frac{E_A^* S_{AM} (1 - r_A)}{E_B^* S_{BM} (1 - r_B)},$$

$$b = g_{BA} \frac{E_A^* S_{AM} (1 - r_A)}{E_B^* S_{BM} (1 - r_B)},$$

тогда

$$\Theta = \frac{1 - b}{a - b}, \quad I = b \frac{a - 1}{a - b}.$$

Такие расчеты интересно проводить для разных t , выясняя смешиваемость разных возрастных групп. Аналогичные формулы выводятся для определения смешиваемости трех стад. В принципе приведенные формулы пригодны и для определения смешиваемости стад в море.

ВЫВОДЫ

В работе рассчитана вероятность потери метки для популяций котов о-ва Тюленьего и Командорских островов. Дается метод определения общей выживаемости, промысловой убыли поколения и его численности, а также смешиваемости популяций на острове с учетом потери меток и дополнительной смертности от мечения.

Расчеты проводились для самцов, но их можно провести и для самок, если брать пробы, не убивая животных (например, читая метки в зрительную трубу).

Однако при проведении конкретных расчетов не удалось получить достаточно надежных результатов, возможно, потому, что не всегда работы по мечению выполнялись однотипно. Мечение должно проводиться достаточно опытными работниками, щенков для мечения следует выбирать случайным образом. Лучше всего было бы перейти на такую систему мечения, при которой были бы исключены потери меток и которая не влияла бы на выживаемость животных. В таком случае приведенные формулы будут пригодны для расчетов, но упростятся, поскольку $r_t = 0$ и $\alpha_t = 1$. Тогда можно получить большую точность оценок параметров при меньшей величине выборов.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андреев В. Л., Булгакова Т. И., Челноков Ф. Г. Оценка вероятности потери меток и влияния мечения на выживаемость морских котиков. «Рыбное хозяйство», 1976, № 8, с.
2. Арсеньев В. А. О смешивании популяций морских котиков. Изв. ТИНРО.— Труды ВНИРО, 1964, т. 51, с. 75—82.
3. Когай В. М. Современное состояние и динамика численности стада котиков на о-ве Тюленьем. Труды ВНИРО — Изв. ТИНРО, 1968, т. 68, с. 43—52.
4. Панин К. И. Распределение и миграции морских котиков разных стад в северной части Тихого океана по результатам их мечения. Изв. ТИНРО, 1970, т. 70, с. 5—37.
5. Хан Г., Шапиро Г. Статистические модели в инженерных задачах. М., «Мир», 1969, с. 395.
6. Bayley, N. T. J. On estimating the size of mobile populations from recapture data. Biometrika, 38, 1951, 293—306.
7. Fur Seal Investigations. 1971. National Mar. Fish. Serv. pp. 26—27.
8. Gulland, J. A. On the analysis of double tagging experiments. ICNAF, Sp. Publ., No. 4, 1963, pp. 228—229.
9. Jackson, C. H. N. The analysis of an animal population. J. Anim. Ecology, v. 8, No. 2, 1939, pp. 238—246.
10. Jackson, C. H. N. The analysis of a tselse-ily population. Ann. Eugeniss, London, v. 10, 1940, pp. 322—369.
11. Jones, R. A review of methods of estimating population size from marking experiments, Rapp. Cons. Explor. Mer., 155, 1965, pp. 202—9.
12. Kenyon, K. W., Scheffer, V. B., Chapman, D. B. U. S. Fish and Wildlife Service, Sp. Sci. Rep. Wildl. No. 12, 1954, 57—66.
13. Rafail, S. Z. Estimation of abundance of fish population by capture-recapture experiments. Mar. Biol., v. 10, No. 1, 1971, pp. 1—7.
14. Ricker, W. E. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Bull. No. 119, FRB of Canada, 1958, pp. 81—144.
15. Schaefer, M. B. Estimation of size of animal population by marking experiments. Fish. Bull. U. S. 52, 1951, pp. 191—203.

Method of assessing certain parameters of fur seal stocks from tagging data

Andreev V. L., Bulgakova T. I., Chelnokov F. G.

SUMMARY

When steel tags are used the proportion of tagged animals in the stock changes with time because some tags are lost and some animals die of injuries. To estimate these factors it is necessary to derive formulas estimating lost tags and a ratio of untagged and tagged animals. It is shown that the mortality rate due to tagging is insignificant in the population of fur seal. The method of determining the absolute survival rate, catch rate and abundance of generations with regard to the factors involved is described. Besides, a method of identification of stocks mixed on land is suggested.

УДК 639.24

АНАЛИЗ И ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ ВОЗМОЖНОЙ ДОБЫЧИ МОРСКИХ МЛЕКОПИТАЮЩИХ

Р. Г. Бородин

Для организации рационального промысла морских млекопитающих необходимы научно обоснованные оценки состояния их запасов и промысла.

Чтобы оценить запасы и возможную добычу морских млекопитающих, можно применять известные методы теории рыболовства [7] с учетом специфики экологии и промысла этих животных.

Работа, заключающаяся в выборе из всех используемых методов наиболее подходящих, модифицировании их применительно к объекту исследования, предложении более совершенных методов и применении их для оценки возможной добычи основных видов морских млекопитающих, была начата с анализа методов оценки состояния запасов и промысла морских котиков северной части Тихого океана. Ранее для оценки величины возможной добычи Чепманом были разработаны математические модели популяции котиков о-вов Прибылова. Булгаковой [6] предложены две модификации, которые несколько отличаются от моделей Чепмана. Все перечисленные модели были использованы при расчете оптимального уравниовшенного выбоя морских котиков о-ва Тюлений.

Для всех трех случаев различия в оптимальных размерах популяции котиков о-ва Тюлений, выраженных в численности ежегодно рождающихся щенков, не превышают 3%, но различия значений рекомендуемых величин уравниовшенного выбоя достигают 10%.

Для оценки состояния запасов и возможной добычи котиков Командорских островов и о-ва Тюлений были предложены несколько другие методы [2, 3], с помощью которых было установлено, что для некоторых поколений фактическая добыча была выше возможной.

Параллельно были начаты исследования состояния запасов и промысла другого большого отряда морских млекопитающих — китообразных.

В настоящее время добыча одних видов (синие и гладкие киты, горбачи и др.) из-за угрозы полного исчезновения прекращена, других (финвалы) — также практически окончена (разрешена только в небольшом количестве и в определенных районах), запасы третьих (сейвалы, кашалоты) эксплуатируют на среднем уровне, а четвертых (малые полосатики) — только начинают. При таком сложном положении цели и возможности исследования состояния запасов и промысла были различны. Следовательно, и методы оценки возможной добычи применяли в зависимости от этих целей и наличия исходной информации.

Исследование состояния запасов и промысла китов были начаты с анализа основных методов, используемых для оценки их возможной добычи [1, 4]. Затем были выбраны, усовершенствованы и применены методы математического анализа и получены оценки состояния запаса-

сов и возможной добычи антарктических финвалов [5], сейвалов [8], кашалотов южного полушария [9] и кашалотов северной части Тихого океана [10]. Оценки, полученные разными методами, хорошо сопоставимы.

Для применения перечисленных выше методов необходимы данные о возрастном составе, который оценивали с помощью размерно-возрастной зависимости. При этом определяли минимально необходимое число наблюдений и возможную погрешность по схеме, рассмотренной в работе [5].

Имея данные по ежегодной добыче C , промысловому усилию f и возрастному распределению, можно с помощью методов математического моделирования оценить величину промыслового запаса N_1 и некоторые другие величины на начало исследуемого периода, а затем и возможную добычу для любого уровня запаса.

При наличии удовлетворительной информации за длительный период промысла (например, финвалов и др.) можно найти оценки запасов $N_1, N_2, \dots, N_m$ в течение последовательного ряда лет ($i = 1 \div m$).

Ежегодное относительное «чистое» пополнение $(r - \varphi_m)$, равное разности относительного пополнения r и естественной убыли φ_m , для следующих лет $i = m + 1, \dots, m + 2, \dots, n$ можно найти с помощью рекуррентной процедуры:

$$N_i(r - \varphi_m)_i = N_{i+1} - N_i + C_i. \quad (1)$$

Для ряда исследованных запасов зависимость между значениями $(r - \varphi_m)_i$ и N_i близка к линейной и может быть представлена в виде $(r - \varphi_m) = \alpha - \beta N_i$. Затем путем экстраполяции можно оценить «чистое» пополнение для любого уровня запасов.

Динамика численности китов на последующие годы с учетом возраста пополнения t_c оценивается по рекуррентной формуле:

$$N_{i+1} = N_i + N_{i-t_c}(\alpha - \beta N_{i-t_c}) - C_i. \quad (2)$$

Таким образом, рассматриваемый подход дает возможность оценить величину запасов, его пополнение, устойчивую добычу $C_{is} = (r - \varphi_m)_i N_i$ и другие параметры за длительный ряд лет. С учетом полученных оценок можно регулировать промысел так, чтобы ежегодно изымая возможно большее количество особей, не сокращать запасы.

Если запасы истощены промыслом, встает проблема их восстановления. Покажем, как при постоянных условиях существования китов в течение периода возможного восстановления их запасов и с учетом численности поголовья за последние годы можно оценить время, за которое данный запас достигает первоначального уровня или уровня максимальной устойчивой добычи при принятом режиме промысла. Причем для того чтобы запас возрастал, необходимо чтобы действительная ежегодная добыча всегда была меньше устойчивой добычи, т.е. $C_i < C_{is}$.

Время возможного восстановления запасов китов — n (лет) — с данного уровня N_t до уровня максимальной устойчивой добычи $N_{t+n} = N_{msb}$ можно определить следующим образом. В соответствии с рекуррентной формулой (1) для ряда лет имеем:

$$N_{t+1} = N_t + N_{t-t_c}(r - \varphi_m)_{t-t_c} - C_t$$

$$N_{t+2} = N_t + N_{t-t_c}(r - \varphi_m)_{t-t_c} - C_t + N_{t-t_c+1}(r - \varphi_m)_{t-t_c+1}$$

$$\vdots - C_{t+1}$$

$$N = N_t + N_{t-t_c}(r - \varphi_m)_{t-t_c} + \dots$$

$$\dots + N_{t-t_c+i}(r - \varphi_m)_{t-t_c+i} - (C_t + C_{t+1} + \dots + C_{t+i}).$$

Продолжая эту процедуру до тех пор пока не вычислим $N_{t+n} = N_{\text{мсд}}$, получим

$$N_{t+n} = N_t + \sum_{i=t-t_c}^{n-1} N_i (r - \varphi_{\text{м}})_i - \sum_{i=t}^{n-1} C_i. \quad (3)$$

Тогда индекс n в выражении (3) и будет характеризовать время возможного восстановления запасов при $C_i < C_{\text{ис}}$.

Время возможного восстановления n будет тем меньше, чем меньше ежегодный действительный выбой по сравнению с устойчивой добычей. Вычисление времени возможного восстановления запасов можно несколько упростить, если принять $t_c = 0$. Имеем:

$$N_2 = N_1 \cdot K_1 - C_1,$$

$$N_3 = (N_1 K_1 - C_1) K_2 - C_2 = N_1 K_1 K_2 - C_1 K_2 - C_2,$$

⋮

$$N = N_i \cdot K_1 \cdot K_2 \dots K_{i-1} - (C_1 K_2 \dots K_{i-1} + \dots C_{i-2} \cdot K_{i-1} + C_{i-1}),$$

⋮

$$N_n = N_1 \prod_{i=1}^{n-1} K_i, \quad (4)$$

где $K_i = 1 + (r - \varphi_{\text{м}})_i$.

Если $K = \text{const}$ и $C = \text{const}$, то уравнение (4) можно переписать в виде

$$N_n = N_1 K^{n-1} - C(K^{n-2} + K^{n-3} + \dots + K + 1) \dots, \quad (5)$$

так как в нашем случае всегда $K = 1 + (r - \varphi_{\text{м}}) \geq 1$, то степенной ряд в скобках расходится. Вынесем за скобки K^{n-2} и получим

$$\left(1 + \frac{1}{K} + \frac{1}{K^2} + \dots\right) = \frac{1}{1 - \frac{1}{K}} = \frac{K}{K-1} \dots \quad (6)$$

Подставив выражение для суммы ряда (6) в уравнение (5), найдем

$$N_n = \left(\frac{N_1(K-1) - C}{K-1} \right) K^{n-1},$$

откуда получим

$$n = 1 + \frac{\ln[N_n(r - \varphi_{\text{м}})] - \ln[N_1(r - \varphi_{\text{м}}) - C]}{\ln[1 + (r - \varphi_{\text{м}})]} \dots \quad (7)$$

По уравнению (7) можно оценить время возможного восстановления запасов китов, если известна их численность в настоящее время N_n на уровне максимальной устойчивой добычи $N_{\text{мсд}}$ и при условии, что ежегодно выбывается одно и то же количество китов C .

Возможность применения некоторых методов математического моделирования показана при оценке состояния и перспектив возможного восстановления запасов антарктических финвалов.

До недавнего времени антарктические финвалы являлись основным объектом промысла усатых китов. Статистика по биологии и промыслу этого вида китов удовлетворительна за длительный период времени, что позволяет с помощью методов математического моделирования

исследовать современное состояние промысловых запасов китов и перспективы их восстановления. Исходные данные взяты из сборников Международной китобойной комиссии.

С помощью «когортного» анализа (11) были получены оценки величины запасов финвалов за последовательный ряд лет. Затем были вычислены значения относительного «чистого» пополнения для этого же ряда лет. Анализ зависимости между относительным «чистым» пополнением и величиной запаса показывает, что с уменьшением запасов относительный «чистый» прирост $(r - \varphi_M)$ имеет тенденцию к увеличению как у самок, так и у самцов антарктических финвалов.

Динамика численности китов оценивалась с помощью уравнения (2). Анализ результатов показывает, что численность антарктических финвалов резко уменьшилась и составила в 70-е годы примерно 20% от их численности в начале 30-х годов. Лишь в последние годы при введении строгих мер по регулированию наметилась стабилизация и даже некоторый рост промысловых запасов антарктических финвалов. В настоящее время численность поголовья антарктических финвалов, определенная несколькими методами, оценивается в 80—90 тыс. голов [1]. Устойчивая добыча $C_s = 3,2$ тыс. шт. Величина пополнения в настоящее время по сравнению с 1950 г. уменьшилась почти в три раза.

Так как за основу регулирования в промысле китов принята концепция максимальной устойчивой добычи, то необходимо ввести такой режим промысла финвалов, который даст возможность их запасам восстановиться до уровня максимальной устойчивости добычи. Величина запаса антарктических финвалов на уровне максимальной устойчивой добычи равна $N_{MSD} = 220—230$ тыс. шт. [1]. В соответствии с формулой (11) оценивалось время возможного восстановления запасов при различных режимах промысла с настоящего уровня $N_n = 86$ тыс. шт. до уровня $N_{MSD} = 220$ тыс. шт. (таблица).

n, годы	Добыча C, шт.								
	0	250	500	750	1000	1250	1500	1750	2000
φ_M									
$(M - \varphi_M) = 0,04$	24	26	28	30	33	36	39	43	47
$(M - \varphi_M) = 0,05$	20	21	22	23	25	27	29	31	33

Как видно из таблицы, для восстановления запасов антарктических финвалов до уровня максимальной стабильной добычи понадобится не менее 20 лет.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бородин Р. Г. Состояние запасов и промысла китов в Антарктике (методы исследований). Рациональное использование ресурсов Мирового океана, сер. 1, вып. 2, М., ЦНИИТЭИРХ, 1974, с. 4—64.
2. Бородин Р. Г., Владимиров В. А. Некоторые аспекты современного состояния популяции китов о-ва Тюлений. Материалы совещания по рациональной организации китового хозяйства в стране. М., ЦНИИТЭИРХ, сер. 1, вып. 7, 1975, с. 6—7.
3. Бородин Р. Г., Владимиров В. А. К оценке современного состояния командорской популяции китов. Материалы совещаний по рациональной организации китового хозяйства в стране. М., ЦНИИТЭИРХ, сер. 1, вып. 7, 1975, с. 7—8.
4. Бородин Р. Г. Исследование математических методов оценки состояния запасов и промысла китов. Морские млекопитающие. Ч. 1. Материалы VI Всесоюз. совещания. Киев, «Наукова думка», 1975, с. 53—54.
5. Бородин Р. Г. Исследование перспектив промысла и возможного восстановления запасов антарктических финвалов. Тезисы докладов молодых ученых ЦНИИТЭИРХ. М., 1975, 19 с.

6. Булгакова Т. И. Применение математических моделей для расчета оптимального уравновешенного вылова морских китиков о-ва Тюлений. Сб. трудов по промышленному рыболовству. Том 2, ЦНИИТЭИРХ, М., 1973, с. 30—52.

7. Засосов А. В. Теоретические основы рыболовства. «Пищевая пром-сть», М., 1970, 293 с.

8. Borodin, R. G. A further study of the stock condition of Antarctic sei whales. 1975 IWC/27, SC/36.

9. Borodin, R. G. Estimation of initial stock and catchability coefficient of male sperm whales in the Southern Hemisphere. 1976 SP/IWC/SC/22. 1—3.

10. Borodin, R. G. Sperm whale stock size assessment in the North Pacific. 1975 IWC/27, SC/31, 401—403.

11. Pope, Y. G. An investigation of the accuracy of virtual population analysis. 1971 ICNAF Res. Doc. 71/146, 1—6.

Analysis and usage of methods of assessing possible catches of marine mammals

Borodin R. G.

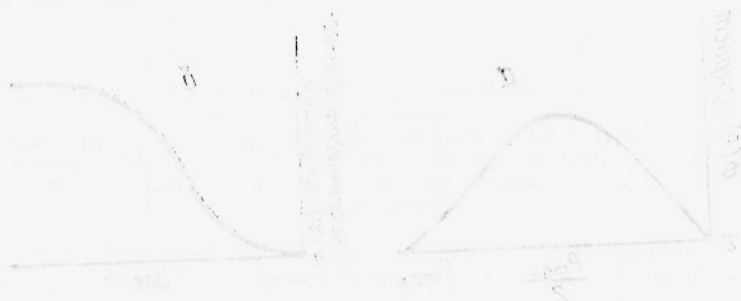
SUMMARY

A brief analysis of mathematical methods of assessing the main parameters characterizing the state of stocks and catches of marine mammals is given.

A recurrent procedure of finding a relative "pure" recruitment is suggested.

A formula of evaluating a time length needed for recovery of depleted stocks (e.g. fin whales, sei whales) to the MSY level at various rates of whaling is derived.

By using mathematical models the commercial stocks and possible catches of the main species of marine mammals (Antarctic fin whales, sei whales and sperm whales) are assessed. The variations in the Antarctic fin whale stock and whaling operations are demonstrated. The assessment of the Initial Management Stock (390 000—410 000 specimens) and present stock (80 000—90 000), the maximum sustained yield (8000—10 000) and equilibrium yield (9000—8000 specimens) are made. The time needed for a possible recovery of the stock of Antarctic fin whale to come to the MSY level is estimated to be at least 20 years in the absence of whaling operations.



УДК 51 : 639.2.053

ПРИМЕНЕНИЕ НЕКОТОРЫХ МАТЕМАТИЧЕСКИХ СПОСОБОВ АНАЛИЗА ДИНАМИКИ ПРОМЫСЛА

И. Е. Локшина

При составлении перспективных производственных планов добычи и организации промысла необходимо принимать во внимание состояние запаса и промысла эксплуатируемого объекта. Задача планирования и регулирования рыболовства со времени первых работ Ф. И. Баранова [1, 2] и до настоящего дня не только не потеряла своего значения, но и становится все более актуальной. В связи с этим возрастает роль количественных методов и вычислительной техники. Разработано значительное число математических моделей, внедряется ЭВМ. При этом сохраняется стремление достаточно сложные методы или модели представить в доступной форме, а также при необходимости облегчить способ их реализации, например, при подготовке материалов для промышленных организаций, а также при выработке правильных представлений о теоретических основах построения моделей.

В течение ряда лет выясняется возможность практического применения отдельных математических моделей для оценки запаса и возможного вылова на конкретных объектах промысла. В последние годы в отечественной и международной практике наметилась также тенденция к сопоставлению оценок, полученных различными методами.

В предлагаемой работе обобщены основные теоретические предпосылки ряда математических моделей, базирующихся на концепции уравновешенного улова, и представлены некоторые результаты их реализации. На современном этапе рыболовство в основном регулируется установлением квот и лимита вылова на основе принципа оптимального использования биологических ресурсов без нарушения их естественного воспроизводства. При оптимальной эксплуатации запасов важно не перейти границу максимального прироста промысловой популяции (биомасса или численность) (рис. 1 а), обеспечивающего наибольший максимально возможный вылов. Предполагается, что эксплуатируемая по-

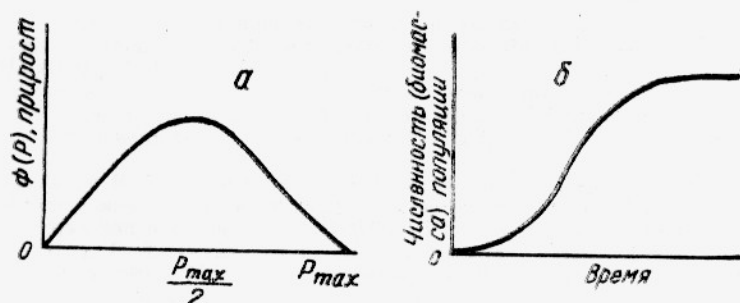
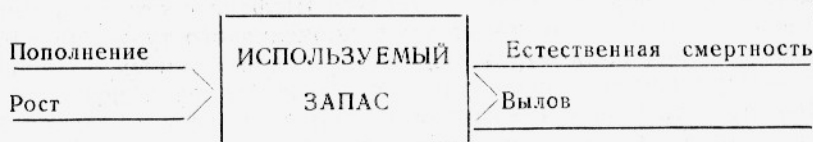


Рис. 1. Кривые ($P_{\max}$ — максимальный размер запаса):
а — скорости роста; б — роста популяции

пуляция — это система, стремящаяся к стабилизации, которая находится в равновесии, если размер вылова равен общему приросту, обеспечиваемому пополнением и ростом промыслового запаса с учетом потерь в результате естественной смертности.



Такой улов называется уравновешенным (равновесным или стабильным). Концепция уравновешенного улова легла в основу построения ряда математических моделей. Из рис. 2, на котором показаны зависимости, соответствующие модели Шефера, Фокса и Пелла—Томлинсона [8, 12, 14, 15] видно, что улов по мере увеличения интенсивности рыболовства возрастает не беспрестанно. Гипотезу эту в свое время выдвигал

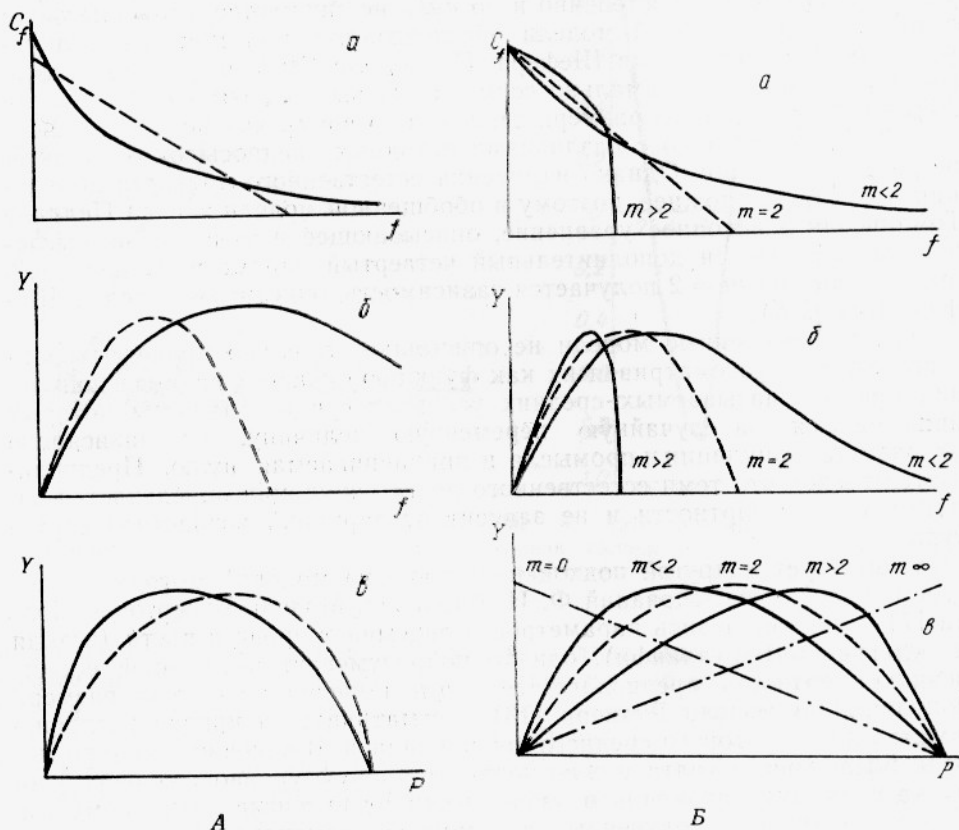


Рис. 2. Зависимость изменения показателей промысла и запаса (схематическое изображение):

А — по модели Шефера и Фокса; Б — по модели Шефера и Пелла—Томлинсона при разных значениях параметра m (пунктир — по модели Шефера); а — зависимость между уловом на усилие и усилием, б — между уловом и усилием, в — между уловом и запасом

нул еще Ф. И. Баранов [2] и подтвердил Йорт [10], указав на S-образную кривую изменения численности рыб при заселении водоема. Так называемая логистическая или сигмоидная кривая Ферхюльста—Пирля—Рида (рис. 1 б) используется для описания закономерности роста многих организмов, а также отдельных явлений или процессов. Эту за-

зависимость впервые для рыбного промысла при изучении влияния первой мировой войны на запасы донных рыб Северного моря применил в 1935 г. Грэхем [9]. Она легла также в основу модели Шефера [15], которую поэтому Риккер в своей монографии [14] называет логистической моделью Шефера и Грэхема. Заслуга Шефера состояла в том, что он в 50-е годы на примере промысла тихоокеанского тунца разработал метод оценки трех параметров модели на основе данных об уловах и рыболовном усилии в связи с трудностью определения возраста этих рыб [16]. Модель Фокса (называемая Риккером экспоненциальной моделью Галланда и Фокса) исходит из кривой роста Гомпертца, которая, по мнению некоторых исследователей, точнее отвечает ряду экспериментов [18]. Модель Шефера приводит к симметричной кривой уравновешенного улова, которая отражает параболическую зависимость между уловом и рыболовным усилием и при некоторой предельной его величине улов на единицу усилия, являющийся показателем состояния запаса, может снизиться до нуля. Согласно модели Фокса асимметричная кривая улова характеризует связь между уловом и усилием, и улов на усилие уменьшается постепенно и до нуля не снижается. Максимальная величина улова по этой модели обеспечивается при меньшей величине запаса, чем по модели Шефера. По модели Шефера размер запаса, соответствующий максимально возможному вылову, должен составлять 50% от максимального размера запаса, в то время как по модели Фокса — 37%, что связано с различиями исходных предпосылок о характере роста популяции. Однако изменения естественного прироста популяции могут быть сложнее, поэтому в обобщенной модели запаса Пелла—Томлинсона в исходное уравнение, описывающее изменение промыслового запаса, введен дополнительный четвертый параметр. И как частный случай при $m = 2$ получается зависимость, описанная моделью Шефера (рис. 2 Б).

Три перечисленные модели не описывают отдельно процессы роста и пополнения, рассматривая их как функцию среднего размера популяции при так называемых средних условиях среды, вариации которых принимаются за случайную переменную величину, не зависящую от размера популяции и промысла и приравниваемая нулю. Предполагается также, что темп естественного роста популяции определяется изменениями ее плотности и не зависит от вариаций возрастной структуры.

Существует и другой подход к построению моделей, который берет свое начало от исследований Ф. И. Баранова. Модель Бивертон—Холта [7] содержит девять параметров и описывает процесс роста (исходя из уравнения Берталанфи), однако подразумевает постоянной естественную смертность; предполагается, что пополнение зависит от размера популяции. В модели Риккера [13] рассматривается кривая воспроизводства для некоторого среднего уровня запаса. В конечном виде по модели Бивертон—Холта можно получить кривую уравновешенного улова на единицу пополнения в зависимости от интенсивности промысла. Сравнение оценок, полученных с помощью элементарных моделей на основе промысловой информации и по другим более сложным моделям, для которых требуются также данные о морфометрии и возрастной структуре промысловой популяции, представляет научно-практический интерес.

Нами был рассчитан возможный вылов по данным промысла камчатского краба (статистика СЯРК), тихоокеанского желтоперого тунца (литературные данные), весенне-нерестующей салаки (материалы, любезно переданные сотрудниками АтлантНИРО, БалтНИИРХ, ГосНИОРХ), тихоокеанского хека (данные ФАО). В результате работы на ЭВМ были разработаны научно-практические рекомендации к проведению расчетов.

Применение моделей сопряжено с трудностями. Прежде всего следует обратить внимание на исходную информацию. В настоящее время ни один из методов не обходится без данных об уловах или о рыболовном усилии. Традиционная практика прогноза биостатистическим методом наряду с материалами о возрастном составе предусматривает использование данных об уловах; в связи с этим и была налажена служба сбора статистических данных. Интересно использовать этот материал для изучения динамики улова, выявления переходных периодов и периодичности процесса промысла в сопоставлении с результатами, полученными на основе моделей. В этом случае можно применить способы анализа временных рядов от простейших (сравнение улова и прироста улова (рис. 3), расчет автокорреляционной функции улова (рис. 4), который позволил наметить периодический

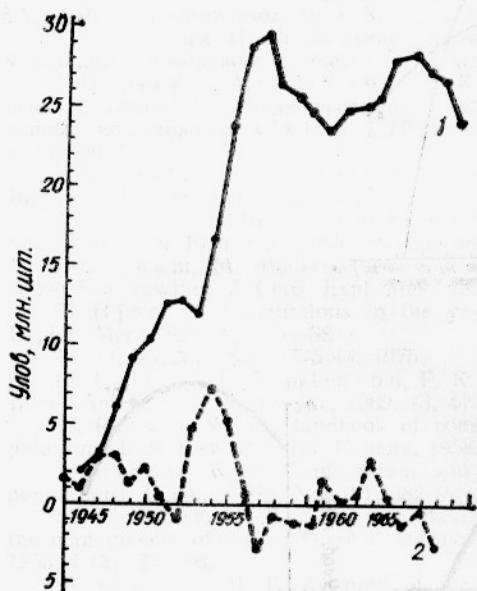


Рис. 3. Графический анализ динамики уловов камчатского краба (— уловы, — — — прирост уловов)

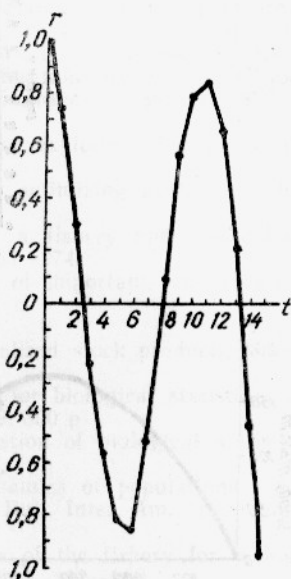


Рис. 4. Автокорреляционная функция уловов салаки Рижского залива (r — коэффициент корреляции, t — временной сдвиг)

цикл в 10—11 лет для салаки Рижского залива, аналогичный колебаниям гидрологических факторов и урожайности рыб в Северной Атлантике [4, 5], до авторегрессионной, информационной функции или метода случайных функций (последний применил В. В. Блинов для анализа динамики улова камчатского краба) и др. Необходимо унифицирование исходных данных промысла, от которых в значительной степени зависят рекомендации.

Получить однозначный ответ довольно сложно, и причины кроются не только в исходных данных, но также и в точности оценок параметров моделей, границах их применимости. Приведем несколько примеров. Известны ряд способов оценки параметров модели Шефера, которые применимы также и для модели Фокса. Сравнение результатов расчетов разными способами по модели Шефера и Фокса наряду со статистической обработкой данных промысла камчатского краба показывает значительные вариации в величине максимального вылова (до 7 млн. шт.). Относительная величина различий при этом между минимальными и максимальными значениями составила 21,6%, в то время как различие от средней из оценок — около 11—12%. На примере кам-

чатского краба показано, что в случае линейной аппроксимации улова на единицу усилия и рыболовного усилия оценки максимального вылова по модели Шефера совпадают с методами статистической обработки, которые можно выполнить с помощью стандартной программы регрессионного анализа для ЭВМ или ручного счета на ЭЦВМ [5]. Простейшие статистические способы расчета могут быть использованы для выбора рекомендаций к применению линейной модели Шефера или экспоненциальной модели Фокса, как это было показано на примере тихоокеанского хека [3]. Оценки максимального вылова разных промысловых объектов методами статистической обработки по модели Шефера, Фокса, Бивертон — Холта в ряде случаев совпадают (рис. 5).

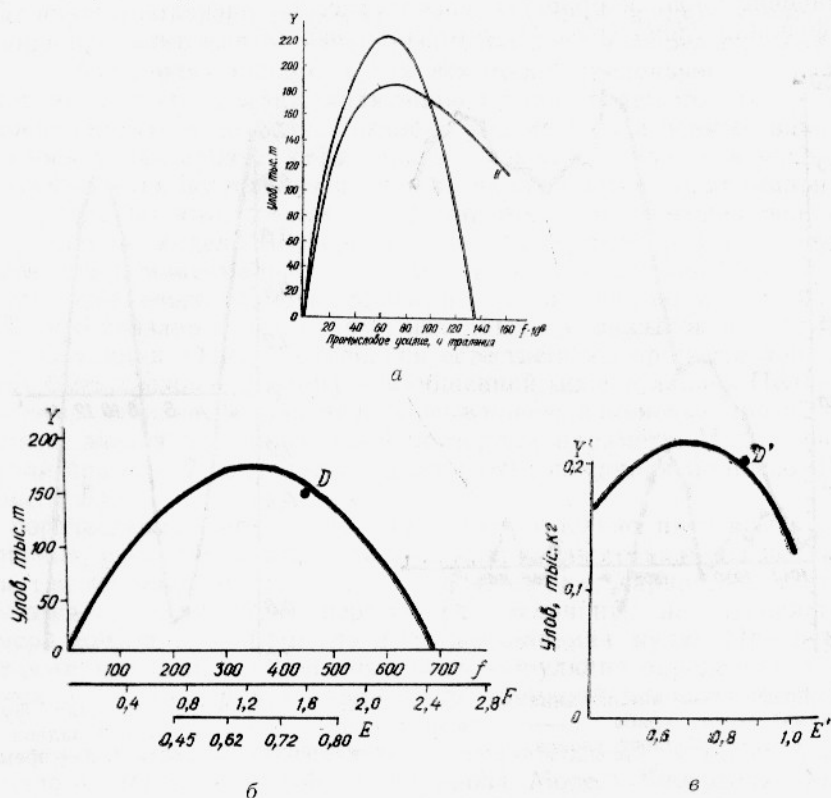


Рис. 5. Зависимости между уловом и промысловым усилием для тихоокеанского хека (а) (I — симметричная кривая, полученная статистической обработкой; II — асимметричная кривая по модели Фокса) и между уравновешенным уловом и интенсивностью промысла по модели Шефера (б) (наши расчеты), а также между уравновешенным уловом на единицу пополнения и степенью эксплуатации по модели Бивертон — Холта (в) [6], по данным промысла салаки Рижского залива (Y — уравновешенный улов, Y' — уравновешенный улов на единицу пополнения, F — промысловая смертность, E , E' — степень эксплуатации, D , D' — точки, соответствующие степени эксплуатации запасов в период 1969—1973 гг.)

Близкие оценки приводят также и зарубежные исследователи, в частности, для тихоокеанского палтуса по модели Шефера, Фокса и Риккера, для тихоокеанского желтоперого тунца по модели Шефера и Бивертон — Холта [17], для атлантического хека по модели Пелла — Томлинсона и Бивертон — Холта [11].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предлагаемая работа намечает некоторый конструктивный подход к индуктивному исследованию результатов работы с математическими моделями по оценке вылова. Предстоит выработка рекомендаций по адек-

ватности моделей и исследуемых процессов, систематизации моделей, границ их практического применения, унифицирования исходной информации для решения задач планирования добычи.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Баранов Ф. И. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства.— «Известия отдела рыбоводства и научно-промысловых исследований», 1918, 1 (2), с. 84—128.
2. Баранов Ф. И. К вопросу о динамике рыбного промысла.— «Бюллетень рыбного хозяйства», 1925, № 8, с. 26—28.
3. Ефимов Ю. Н. и Локшина И. Е. Оценка возможного вылова тихоокеанского хека по данным промысла.— «Рыбное хозяйство», 1977, № 8.
4. Локшина И. Е. Оценка вылова весеннерестующей сакии Рижского залива.— «Рыбное хозяйство», 1973, № 11, с. 26—29.
5. Локшина И. Е. Динамика промысла камчатского краба в Охотском море у западного побережья Камчатки.— Труды ВНИРО, 1974, т. ХСІХ, с. 46—53.
6. Оявеер Э. А., Евтюхова Б. К., Наглис Н. К. Состояние запасов и степень эксплуатации сельди восточного побережья Балтийского моря.— «Рыбохозяйственные исследования СССР и ГДР в бассейне Балтийского моря», 1975, вып. 13, с. 11—20.
7. Beverton, R. J., Holt, S. J. Dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest., 1957, Ser. 2, 19, 533 pp.
8. Fox, W. W. An exponential yield model for optimizing exploited fish populations. Trans. Am. Fish. Soc., 1970, 99, 80—88.
9. Graham, M. Modern theory of exploiting a fishery and application to the North Sea trawling. J. Cons. Expl. Mer., 1939, 10, 263—274.
10. Hjort, J. Fluctuations in the year-classes of important food fishes. J. Cons. Explor. Mer., 1926, 1, 1, 5—38.
11. ICSEAF. Sac. 75/S/14, 1975.
12. Pella, J. J., Tomlinson, P. K. A generalized stock production model. Bull. Inter.—Am. Trop. Tuna Comm., 1969, 13, 419—496.
13. Ricker, W. E. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Bd. Canada, 1958, No. 1119, 300 p.
14. Ricker, W. E. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Ibidem, 1976, No. 191, 382 p.
15. Shaefer, M. B. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. Bull. Inter. Am. Trop. Tuna Comm., 1956, 1 (2), 27—56.
16. Shaefer, M. B. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean. Ibidem, 1957, 2, 6, 247—268.
17. Shaefer, M. B. Fishery dynamics and present status of yellowfin tuna population of the Eastern Pacific Ocean. Ibidem, 1967, 12, 3, 89—136.
18. Silliman, R. P. Advantages and limitations of "yield" fishery models in light of laboratory experiments. J. Fish. Res. Bd. Canada, 1971, 28, 8, 1211—1214.

Application of some mathematical analysis to the fisheries dynamics

Lokshina I. E.

SUMMARY

Quotas and limitations of catches are principle regulatory means of the management. The main theoretical surmises for mathematical models suggested by Schaefer, Fox, Pella and Tomlinson, Beverton and Holt which are based on the concept of an equilibrium yield are presented in a summarized form. Some results of their application are given. The comparative assessment of the MSY made by different methods using the data collected on Baltic herring from the Gulf of Riga, silver hake from the Vancouver—Oregon area, king crab off Kamchatka has yielded nearly similar results.

УДК 639.223

ОЦЕНКА НЕКОТОРЫХ ПОПУЛЯЦИОННЫХ ПАРАМЕТРОВ И ВЕЛИЧИНЫ ВОЗМОЖНОГО ВЫЛОВА ТРЕСКИ ЮЖНОЙ ЧАСТИ БАРЕНЦЕВА МОРЯ

В. К. Бабаян

Ареал распространения трески, важного объекта мирового рыболовства, охватывает обширные районы севера Атлантического и Тихого океанов, однако ее основные запасы сосредоточены в Северной Атлантике. Атлантическая треска образует до двадцати отдельных популяций [8, 10, 13]. Наиболее крупная из них — лофотенско-баренцево-морское стадо, которое состоит из промысловых скоплений, обитающих в южной части Баренцева моря (подрайон I — ICES), медвежинско-шпицбергенском шельфе (зона II_в — ICES) и вдоль побережья Норвегии (зона II_а — ICES). Различия в морфометрических показателях и возрастной структуре, удаленность скоплений друг от друга, а также особенности их эксплуатации позволяют изолированно рассматривать эти группировки, несмотря на то что в конечном счете речь идет о генетически однородной популяции *Gadus morhua morhua* (L.) [1, 9]. Такой подход удобен при анализе состояния и перспектив советского промысла трески в Северо-Восточной Атлантике, который базируется в основном на запасах трески южной (I) и северо-западной (II_а) частей Баренцева моря.

Цель настоящей работы — оценка запасов и возможного вылова трески в подрайоне I, который обеспечивает советскому рыболовному флоту более 40% улова трески, причем по ее добыче Советский Союз зани-

мает ведущее место в группе стран, промышленно значимых в этом подрайоне (рис. 1). Благодаря исключительно важному промысловому значению стада баренцево-морской трески, с одной стороны, и чрезмерно интенсивной эксплуатации, поставившей стадо на грань перелома (17), с другой, количественная оценка состояния ее запасов представляет первостепенный интерес. Этой проблеме посвящено большое количество исследований (3, 8, 11, 13 и др.).

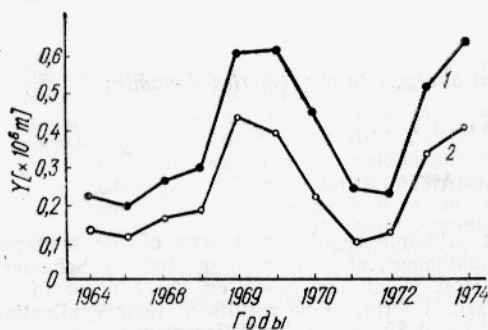


Рис. 1. Динамика уловов трески (в млн. т) в подрайоне I (ICES) с 1964 по 1974 г.:
1 — общий вылов; 2 — уловы СССР

Данная работа выполнена на основе модели Бивертона и Холта [2] с использованием оригинальных данных по размерно-возрастному составу стада баренцево-морской трески, любезно предоставленных лабораторией донных рыб Северо-Восточной Атлантики ПИНРО; сведений

по возрастному составу уловов [7], а также промысловой статистики [5, 15].

Величина возможного улова установлена в соответствии с уравнением связи между годовым уловом и биопромысловыми параметрами, характеризующими состояние эксплуатируемого запаса и промысла:

$$Y_w = FRW_{\infty} \sum_{n=0}^{n=3} \Omega_n e^{-nK(t'_p - t_0)} \cdot \frac{1 - e^{-(F+M+n)K\lambda}}{F + M + nK}, \quad (1)$$

- где Y_w — возможный годовой улов в весовом выражении;
 R — численность пополнения промыслового стада;
 F, M — коэффициенты соответственно мгновенной промысловой и естественной смертности;
 W_{∞} — предельная теоретическая масса особи;
 K — коэффициент катаболизма;
 t_0 — гипотетический возраст, при котором длина особи равна 0;
 t'_p — возраст вступления особи в промысел;
 λ — продолжительность промыслового периода, определяемая разностью между предельным встречаемым в уловах возрастом t_{λ} и t'_p ;
 n — целочисленный множитель, равный 0, 1, 2, 3;
 Ω — биномиальный коэффициент, $\Omega_0 = 1$, $\Omega_1 = -3$, $\Omega_2 = 3$, $\Omega_3 = -1$.

Средняя величина промыслового запаса P_w оценивалась по формуле:

$$P_w = \frac{Y_w}{F}. \quad (2)$$

Оценка k, t_0, α_{∞} . Параметры линейного роста уравнения Берталанфи вычислены с помощью стандартной программы 2Д13 на ЭВМ «Минск-32». Исходным материалом явился усредненный за 18 лет (1957—1974 гг.) размерно-возрастной ряд трески южной части Баренцева моря (табл. 1).

Таблица 1
Осредненные значения W_t и l_t для трески подрайона I

Параметры	t, годы													
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
W, г	302	559	890	1339	2027	2968	4204	5574	6890	8354	8938	12782	13268	
l, см	31,5	39,2	46,1	53,3	61,7	70,1	78,4	86,0	91,7	97,3	101,7	107,9	106,6	

Расчеты для рядов различной протяженности дали результаты, приведенные в табл. 2.

Для дальнейших вычислений выбраны значения параметров уравнения роста, соответствующие наиболее представительному возрастному диапазону ($t=2 \div 14$).

Во-первых, эти значения занимают промежуточное положение между крайними значениями аналогичных параметров, известных из литературы, (табл. 3) [3, 16].

Во-вторых, если исходить из того, что полученные параметры (исключая, разумеется, t_0 , который, по мнению, например, Хоендорфа [14], не более чем вспомогательная величина при расчетах) должны возможно полнее отвечать реальному положению вещей, — принятые оценки наиболее близки к действительности.

Подтверждением этому служит тот факт, что самая крупная из известных в настоящее время треска была длиной 169 см, массой 40 кг [4].

Таблица 2

Значение параметров роста уравнения Берталанфи в зависимости от длины размерно-возрастного ряда

Возрастной диапазон	K	t_0 , годы	L_∞ , см
2—11	0,0187	— 1,6342	470
2—12	0,0358	— 1,2895	273
2—13	0,0410	— 1,1875	246
2—14	0,0633	— 0,776	182

Таблица 3

Значения параметров роста уравнения Берталанфи

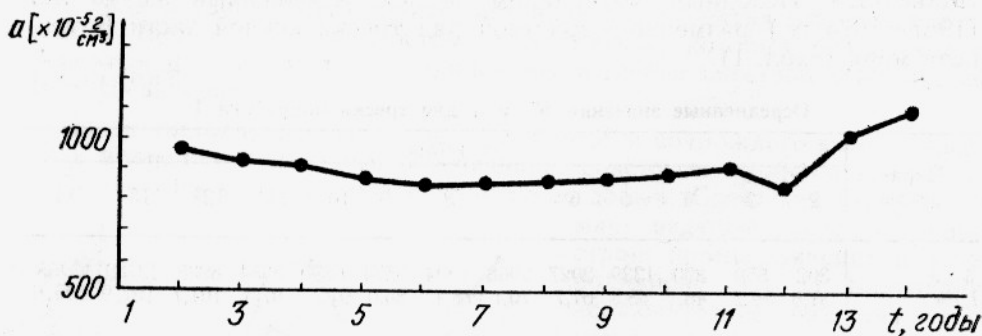
K	t_0 , годы	L_∞ , см
По данным Пономаренко и Третьяка [3]		
0,0146	—1,021	222
По данным Лефранка [16]		
0,0886	+0,273	167

Можно рассматривать морфометрические характеристики этого экземпляра в качестве предельных и считать их эталоном при отбраковке расчетных значений аналогичных параметров.

Оценка W_∞ . В модели Бивертон—Холта использовано предположение об изометричности роста рыбы, причем связь длины с массой тела выражается простой кубической зависимостью $W = al^3$, где a — коэффициент формы (упитанности).

Для проверки справедливости этого допущения применительно к треске рассматриваемого района был проанализирован ряд усредненных значений длина—масса—возраст (см. табл. 1) для 11-ти возрастных групп.

Методом наименьших квадратов получено: $W_1 = 0,00843 \cdot l^{3,019}$. С другой стороны, предварительно задавшись показателем степени при l , равным 3, и вычислив значения $a = \frac{W}{l^3}$ для рассматриваемых возрастных групп (рис. 2), находим $\bar{a} = 0,00917$ и $W_2 = \bar{a} l^3 = 0,00917 \cdot l^3$. Расхож-

Рис. 2. Зависимость коэффициента формы (a) от возраста (t)

дение полученных результатов сравнительно невелико, поэтому можно принять гипотезу об изометричном росте трески данного района. Для $l = \alpha_\infty = 182$ см имеем $W_\infty = 55,3$ кг.

Оценка F , M и Z . Коэффициенты мгновенной промысловой F и естественной смертности M определялись методом Бивертон—Холта. Исходными данными послужил возрастной состав уловов трески за 1964—1974 гг. и годовые уловы за тот же период времени. Для каждого года из рассматриваемого интервала возрастной состав пересчитан относительно уловов на 100 ч траления (в штучном выражении) (табл. 4).

Возрастной состав уловов трески (в шт.) на 100 ч траления

Возраст	Год промысла										
	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
2	—	—	—	—	—	—	18	664	1301	299	89
3	2183	3343	8246	14553	72	407	449	1942	5668	37839	1778
4	11834	6193	7270	27557	25721	2951	665	3442	13381	18022	57245
5	17043	13865	3499	9075	26366	23452	1563	3196	6629	12189	23556
6	5132	8551	3608	1826	13255	14499	5695	1524	1611	4935	5333
7	1340	2287	2930	1051	3869	6868	6324	4696	496	1047	622
8	421	704	705	885	1003	2086	2515	6614	836	224	89
9	115	176	163	277	430	356	611	2016	805	150	89
10	77	35	27	55	287	102	108	418	217	75	89
11	77	35	—	—	—	51	18	49	31	—	—
Σ	38298	35190	27126	55335	71646	50873	17966	24586	30975	74780	88889

Коэффициент мгновенной общей смертности Z оценен в предположении, что возрастной состав уловов точно отражает возрастной состав промысловой части популяции в целом. Тогда справедлива формула

$$Z_{ij} = \ln \frac{N_{ij}}{N_{i+1, j+1}},$$

где N — численность возрастной группы в улове;

i — индекс возраста поколения;

j — индекс года промысла.

Z оценивали для восьми возрастных групп (с 3 по 10 включительно), которые составляют свыше 99% численности среднегодовой добычи трески.

Осредненный коэффициент общей смертности, $\bar{Z}=0,98$, найден на основании оценок коэффициента для семи годовых классов, причем учитывались только положительные значения коэффициентов. Поведение $\bar{Z}_t$ отражено на рис. 3.

Коэффициенты естественной и промысловой смертности разделены согласно известной зависимости

$$Z = M + qf,$$

где q — коэффициент уловистости

f — промысловое усилие;

$$qf = F.$$

Величины годовых рыболовных усилий получены путем стандартизации затраченных усилий по методу Галланда [12]. В качестве стандартных выбраны промысловые характеристики судов типа РТ, на долю которых в последние годы приходилась примерно половина советских и свыше трети об-

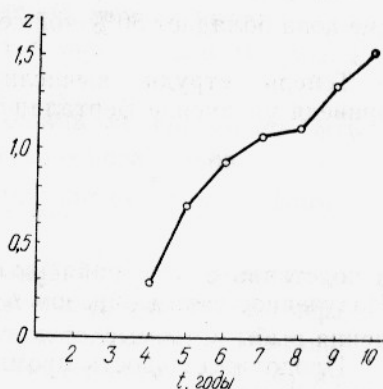


Рис. 3. Зависимость коэффициента общей смертности (Z) от возраста (t)

щих уловов трески в южной части Баренцева моря. Исходные данные, промежуточные и конечные результаты стандартизации рыболовного усилия сведены в табл. 5.

Таблица 5

Результаты стандартизации рыболовного усилия в подрайоне I

Величина	Год промысла										
	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Улов трески, тыс. т	230	203	265	297	593	614	446	236	222	510	624
Улов/усилие (РТ), т/ч	0,36	0,41	0,31	0,59	0,94	0,88	0,43	0,62	0,34	0,53	0,80
Стандартизированное усилие, тыс. ч	641	495	854	504	636	697	1037	381	654	961	779

Коэффициенты M и q , найденные методом наименьших квадратов, равны: $M = 0,21$; $q = 0,112 \cdot 10^{-5}$. Тогда $F = Z - M = 0,77$.

Исследования закономерности распределения относительного количества удерживаемых тралом рыб p от их длины l показали [6], что предпочтительнее аппроксимировать зависимость $p(l)$ логистическими уравнением вида

$$p = \frac{1}{1 + e^{-(al+b)}},$$

где a и b — эмпирические константы.

Если a , b и p известны, формулу можно использовать для нахождения l как функции p . Несложное преобразование приводит к выражению

$$l = \frac{b - \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right)}{a}.$$

При $p = 0,5$ $l_{0,5} = \frac{b}{a}$. Для трески Баренцева моря $a = 0,266$, $b = 9,23$ [6]. Следовательно, длина рыбы, по отношению к которой орудие лова обладает 50%-ной селективностью, $l_{0,5} = \frac{9,23}{0,266} = 40,84$ см.

Теперь нетрудно вычислить соответствующий этой длине возраст, приведя уравнение Берталанфи к виду

$$t = \frac{Kt_0 - \ln \frac{L_\infty - l_t}{L_\infty}}{K}$$

и подставив в него найденные ранее значения параметров роста и $l_{0,5}$. Полученное таким образом $t_{0,5} = 3,24$ года принимаем за возраст вступления рыбы в промысловую стадию t'_p .

Продолжительность промыслового периода жизни рыб λ оценивается по формуле

$$\lambda = t_\lambda - t'_p,$$

где t_λ — предельный встречаемый в уловах возраст. Поскольку на практике треску старше 13—14 лет вылавливают редко, положим $\lambda \approx 10$ (лет).

Оценка R . При интенсивном и сравнительно устойчивом промысле, т. е. в условиях, при которых рассматривается промысел в данной работе, убыль промыслового запаса ΔN и его пополнение R должны находиться в состоянии динамического равновесия, или, переходя к средним значениям, $R = \Delta N$. Общую убыль можно представить как сумму естественной и промысловой убыли

$$\Delta N = \varphi_M N_0 + \varphi_F N_0,$$

где N_0 — численность промыслового запаса в начале года;
 φ_F и φ_M — коэффициенты соответственно промысловой и естественной убыли.

Поскольку промысловая убыль запаса не что иное как улов, величину которого легко определить делением среднегодового улова на среднюю массу рыбы в уловах, удобно выразить через него численность промыслового запаса $N_0 = Y_N / \varphi_F$, тогда

$$R = Y_N \left(1 + \frac{\varphi_M}{\varphi_F} \right).$$

Переходя к коэффициентам мгновенной смертности с помощью выражений

$$\varphi_M = \frac{M}{F+M} (1 - e^{-(F+M)}) \quad \text{и} \quad \varphi_F = \frac{F}{F+M} (1 - e^{-(F+M)})$$

окончательно получим:

$$R = Y_N \frac{Z}{F}.$$

Подставив в полученную формулу числовые значения параметров, находим, что $R = 423 \cdot 10^6$ шт.

Анализ показал удовлетворительное согласование исследуемой модели с объектом исследования. Так, расхождение между расчетным и фактическим среднегодовым (с 1964 по 1974 г. включительно) уловом составляет около 3%.

Следовательно, в рамках сделанных допущений модель может быть применена для оценки величины запаса и возможного вылова.

Средняя биомасса промысловой части запаса рассчитана по формуле (2). $P_w = 0,51$ млн. т.

Оценка максимального устойчивого улова выполнена в предположении, что этот улов соответствует тому же значению промысловой смертности, которое максимизирует вылов на единицу пополнения. По положению точки максимума на графике «улов — пополнение» (рис. 4) находим $F_{\max} = 0,2$, откуда согласно (1) $Y_{w\max} = 0,53$ млн. т. При условии, что величина коэффициента уловистости q постоянна во всем диапазоне допустимых значений F , промысловое усилие $f_{\max}$, отвечающее максимальному возможному улову, определяется по формуле $f_{\max} = q \cdot F_{\max}$. Для полученных выше значений параметров q и $F_{\max}$ $f_{\max} = 175 \cdot 10^3$ т.

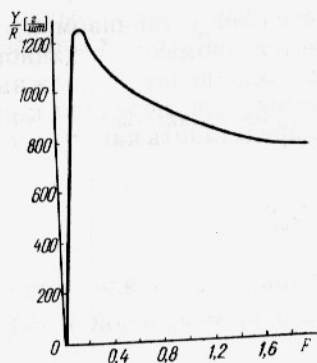


Рис. 4. Зависимость улова на единицу пополнения $\left(\frac{Y_v}{R}\right)$ (в з) от величины промысловой смертности (F)

ВЫВОДЫ

1. Наиболее важен для советского промысла трески подрайон I (ICES), дающий около 40% общего улова трески СССР.

2. Особенности обитания и промысла аркто-норвежской трески позволяют дифференцированно оценивать состояние образуемых ею отдельных скоплений.

3. Баренцевоморская треска ($M \approx 0,2$; $K \approx 0,06$) относится к видам, для которых график зависимости возможного улова на единицу пополнения от величины промысловой смертности имеет резко выраженный экстремум, что упрощает нахождение максимально возможного вылова.

4. Максимум устойчивого вылова ($Y_{\max} = 0,53$ млн. т) достигим при условии почти четырехкратного снижения интенсивности лова по сравнению с существующей.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бенко Ю., Пономаренко В. Основные промысловые рыбы Баренцева, Норвежского и Гренландского морей. Мурманск, 1972, 143 с.
2. Бивертон Р., Холт С. Динамика численности промысловых рыб. Изд-во «Пищевая промышленность», 1969, 248 с.
3. Пономаренко В. П., Третьяк В. Л. Оценки промыслового режима эксплуатации трески в южной части Баренцева моря. Труды ПИНРО, 1973, вып. XXXIII, Мурманск, с. 326—346.
4. Световидов А. Н. Трескообразные в нов. сер. № 34, «Фауна СССР». Рыбы, т. IX, вып. 4. Изд-во АН СССР, М.—Л., 1948, 221 с.
5. Статистические сведения об уловах СССР в Северо-Восточной Атлантике за 1964—1974 гг. М., ЦНИИТЭИРХ, 1965—1974 гг., с.
6. Трещев А. И. Научные основы селективного рыболовства. Изд-во «Пищевая промышленность», 1974, 446 с.
7. Annales Biologiques, Vols: 21—25, 27, 28, 31; 1966, 1970, 1972, 1973, 1976.
8. Clyden, A. D. Simulation of the changes in abundance of the cod (*Gadus morhua* L.) and the distribution of fishing in the North Atlantic. Fish. Invest. Ser. 11, vol. 27, No. 1, London, 1972, 58 pp.
9. Cushing, D. H. The Arctic cod. A study of research into the British trawl fishery. Pergamon Press Ltd., 1966, 93 pp.
10. Cooperative Research Report (ICES), 1974, No. 37, 111 pp.
11. Garrod, D. J. Population dynamics of the Arcto—Norwegian cod. J. Fish. Res. Bd. Canada, 24 (1), 1967, pp. 145—190.
12. Gulland, J. A. Manual of methods for fish stock assessment Part I. Fish population analysis, FAO, 1969, 154 pp.
13. Høyen, A. and Rørvik, C. J. Assessments of the Arcto—Norwegian cod stock. (ICES) Demersal Fish (N) Committee, C. M. 1975/F:34.
14. Hohendorf, K. Eine Diskussion der Bertalanffy—Funktionen und ihre Anwendung zur Charakterisierung des Wachstums von Fischen. Kieler Meeresforsch. 1966, vol. 22 (1), pp. 70—97.
15. Yearbook of Fishing Statistics, Vol. 38, FAO, 1976.

16. Leifrank, G. La morhua de la mer de Barents. (ICES) C. M. 1975/F:13.
17. Report of the Ad Hoc meeting on the provision of advice on the biological basis for fisheries management. ICES C. M. 1976/Gen:3, 16 pp.

Determination of some population parameters and possible catches of cod from the South Barents Sea

Babayan V. K.

SUMMARY

The Soviet fishery is based on the feeding cod from the Lofoten—Barents Sea population, and 40% of the catches are taken from ICES Subarea 1. The quantitative analysis of cod in Subarea 1 is made on the basis of biological statistics collected in the period of 1957—1974 and catch statistics reviewed for 111 years (through 1974). The coefficients of the total mortality and natural mortality are ascertained to be equal to 0.98 and 0.21, respectively, at the present fishing intensity. The condition factor is $a=917 \cdot 10^{-5}$ g/cm³. The recruitment size to the part of the population involved is estimated to be $R=423 \cdot 10^6$ specimens. The mean biomass of cod in Subarea 1 is $508 \cdot 10^3$ tons. According to the model the theoretical maximum catch would be achieved if the present fishing intensity could be four times lower.

УДК 639.211(261)

ОЦЕНКА ВЕЛИЧИНЫ ВОЗМОЖНОГО УЛОВА МОЙВЫ
БОЛЬШОЙ НЬЮФАУНДЛЕНДСКОЙ БАНКИ

С. А. Гульченко

Мойва (*Mallotus villosus*), небольшая пелагическая рыба, принадлежащая к семейству *Osmeridae*, встречается в больших количествах в холодных водах северного полушария. Большие запасы ее издавна известны у побережья Европы от Осло-фьорда до Новой Земли, она распространена вокруг Исландии и Гренландии, а также в канадских водах от Новой Скотии до Лабрадора. Небольшие стада имеются как на западе, так и на востоке Тихого океана.

Промысел мойвы ведется кошельковыми неводами и тралами. Особо интенсивно эксплуатировалось баренцевоморское стадо мойвы, вылов которой в 1972 г. составил 1,8 млн. т. В то же время стада мойвы в северо-западной Атлантике почти не облавливались (вылов 1971 г. равнялся 2,6 тыс. т) [6].

Комплексными экспедициями в районе северо-западной Атлантики установлено, что мойва распределена на очень большой площади. По первым оценкам специалистов [4, 7, 9], промысловый запас ньюфаундлендской мойвы колеблется от 0,8 до 2,5 млн. т. Большие скопления мойвы в Северо-Западной Атлантике замечены на мелководных участках Большой Ньюфаундлендской банки и вдоль побережья Лабрадора [8].

В уловах в прибрежных районах и на юго-восточном склоне Большой Ньюфаундлендской банки встречается мойва в возрасте 2—6 лет, но доминируют в уловах особи 3—5 лет (табл. 1); средний возраст мойвы первого нереста — 3 года. Возникла необходимость более точной оценки промыслового запаса и величины возможного годового улова мойвы как объекта советского промышленного рыболовства в Северо-Западной Атлантике. Динамика уловов в этом районе промысла [11] показана на рис. 1а, а в районе Большой Ньюфаундлендской банки — на рис. 1б.

Ниже приведены расчеты возможного годового улова мойвы и промыслового запаса по методу Бивертон—Холта (1).

Величину возможного годового улова мойвы можно определить по формуле:

$$C_W = FRW_{\infty} \sum_{n=0}^{n=3} \frac{\Omega_n e^{-nk(t_p - t_0)}}{F + M + nk} (1 - e^{-\lambda(F + M + nk)}), \quad (1)$$

где Ω_n — биномиальный коэффициент, равный +1, —3, +3, —1;
 F — коэффициент промысловой смертности;

W_{∞} — максимальная теоретическая масса мойвы;
 k — коэффициент катаболизма;
 t_p — минимальный возраст мойвы в улове;
 t_0 — возраст, при котором масса мойвы равна нулю;
 t_{λ} — максимальный возраст мойвы в улове;
 M — коэффициент естественной смертности, $\lambda = t_{\lambda} - t_p$;
 R — величина пополнения.

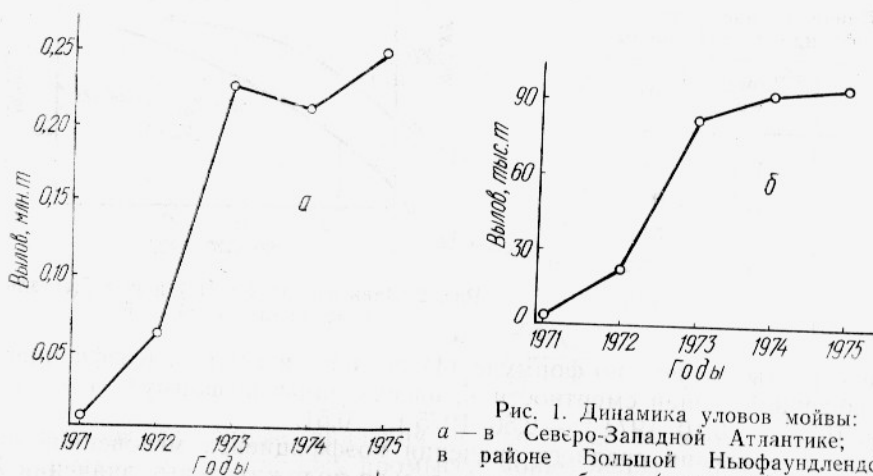


Рис. 1. Динамика уловов мойвы: а — в Северо-Западной Атлантике; б — в районе Большой Ньюфаундлендской банки (советских)

Величину промыслового запаса можно вычислить после определения C_w , F и Z по формуле

$$P_w = \frac{C_w \cdot Z}{F(1 - e^{-Z})}, \quad (2)$$

где $Z = F + M$ — коэффициент мгновенной общей смертности.

Мы не располагаем данными о величине R , поэтому в дальнейшем будем рассчитывать возможный годовой улов на единицу пополнения, т. е. по формуле (1), полагая $R=1$. Чтобы использовать эту формулу, необходимо определить параметры роста и смертности.

Зависимость массы рыб от длины описывается уравнением

$$W_t = at^b,$$

где a и b — эмпирические коэффициенты.

Линейный и весовой рост рыб с возрастом t_t и W_t описывается известными уравнениями Берталяни [1], параметры которых рассчитывались методом, описанным Ефимовым и Игошиным [2], по данным американских исследователей [10] (табл. 2). На основе этих исследований были получены также длина и возраст вступления мойвы в промысел и коэффициент мгновенной общей смертности.

Получены следующие величины параметров уравнения Берталяни: $a = 0,9 \times 10^{-6}$; $b = 3,6$; $K = 0,36 \left(\frac{1}{\text{год}} \right)$; $l_{\infty} = 212 \text{ мм}$; $t_0 = -1,84 \text{ (год)}$; $W_{\infty} = 58 \text{ г}$. Зависимости $l_t = f(t)$ и $W_t = f(t)$ изображены на рис. 2.

Коэффициент мгновенной общей смертности Z для возрастных групп, полностью вступивших в промысел, определялся двумя способами с целью повышения точности оценок [1]:

$$1) \text{ через величину выживания } Z = -\ln \frac{\sum_{i=4}^{i=6} \frac{n_i}{n_{i-1}}}{\sum_{i=3}^{i=5} \frac{n_i}{n_{i-1}}}, \quad (3)$$

где n_i — численность i -ой возрастной группы;

$$2) \text{ методом Бивертон-Холта } Z = \ln \frac{n_{ij}}{n_{i+1,j+1}}, \quad (4)$$

где n_{ij} — численность i -ой возрастной группы в j -ом промысловом году.

Таблица 2

Длина и масса тела
ньюфаундлендской мойвы

Возраст	Длина, мм	Масса, г
2	154	18,5
3	172	27,0
4	178	31,0
5	188	37,5
6	195	43,5

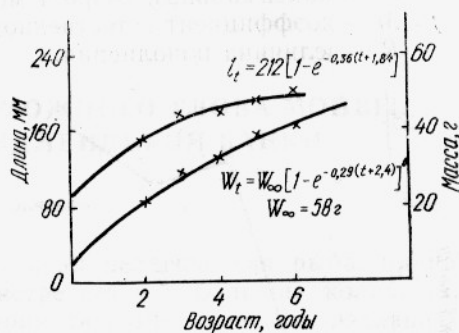


Рис. 2. Зависимость $l = f(t)$ и $w = f(t)$ для ньюфаундлендской мойвы

Результаты расчета по формуле (4) сведены в табл. 3. Коэффициенты мгновенной общей смертности Z , рассчитанные по формуле (3), равны: за 1973 г. — 0,10, 1974 г. — 0,50, 1975 г. — 0,51.

При определении среднего значения коэффициента мгновенной общей смертности в расчет принимаем только положительные значения Z . Как видно из приведенных данных, средние значения коэффициента мгновенной общей смертности находятся в пределах от 0,1 до 1,75.

Используя полученные параметры роста и коэффициент естественной смертности $M = 0,2$ [10], можно, задавшись значениями F от 0,1 до 3, получить зависимость $\frac{C_w}{R} = f(F)$ (рис. 3). Как определили Галланд и Байерэма [5], почти для всех популяций рыб Северо-Западной Атлантики величина оптимального коэффициента промысловой смертности $F_{0,1}$ определяется графическим способом: $F_{0,1}$ приблизительно равен коэффициенту промысловой смертности, при котором улов на единицу пополнения $\frac{C_{0,1}}{R}$ равен 90% от максимального улова на единицу пополнения $\frac{C_{\max}}{R}$. Вычисленный таким способом $F_{0,1}$ равен 1,8, а оптимальный возможный годовой улов на единицу пополнения $\frac{C_{0,1}}{R} = 32$ г.

Таблица 3

Коэффициент мгновенной общей смертности

Возраст	Z	
	1973/1974 гг.	1974/1975 гг.
2—3	—2,39	—2,66
3—4	—1,23	+0,07
4—5	+0,86	+1,49
5—6	+2,65	+1,55
Средний	1,75	1,00

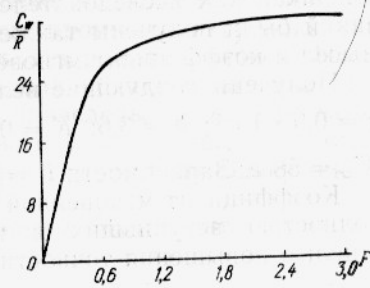


Рис. 3. Зависимость улова на единицу пополнения $\left(\frac{C_w}{R}\right)$ мойвы от коэффициента промысловой смертности.

Как продуктивность промыслового стада, так и производительность промысла можно характеризовать относительной величиной возможного улова на единицу пополнения, однако более желательны абсолютные оценки. Для этого необходимо определение величины пополнения R .

Если предположить, что параметры R и M неизменны для каждого периода устойчивого промысла, можно показать, что

$$Z = M + Z \frac{C_N}{R},$$

где C_N — годовой улов в штуках [3].

При двух периодах устойчивого промысла получим следующие уравнения:

$$\begin{cases} Z_1 = M + Z_1 \frac{C_{N_1}}{R} \\ Z_2 = M + Z_2 \frac{C_{N_2}}{R} \end{cases}$$

Откуда

$$R = \frac{Z_1 C_{N_1} - Z_2 C_{N_2}}{Z_1 - Z_2}.$$

Подставив численные значения неизвестных величин, получим $R = 8,5$ млрд. шт. Поскольку промысел мойвы нельзя считать устойчивым (см. рис. 1 б), оценка R приближительна.

ВЫВОДЫ

1. Ньюфаундлендская мойва представляет интерес для советского промышленного рыболовства.
2. Основу уловов (до 67%) составляют особи в возрасте 4 лет.
3. Оптимальный коэффициент промысловой смертности равен 1,8.
4. Величина возможного годового улова при $F_{0,1} = 1,8$ равна 0,265 млн. т, а величина запаса — 0,33 млн. т.

Поскольку положенный в основу расчетов статистический материал невелик, полученные оценки следует считать ориентировочными.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бивертон Р., Холт С. Динамика численности промысловых рыб. «Пищевая промышленность», 1969, с. 3158.
2. Ефимов Ю., Игошин Н. Оценка параметров уравнения Берталанфи с помощью ЭВМ. «Рыбное хозяйство», 1976, № 11, с. 33.
3. Тестер А. «Оценка пополнения и естественной смертности по данным возрастного состава и улова в популяциях сельди района Британской Колумбии. М., 1959, с. 6.
4. Carcsaaden, J. Capelin research in the ICNAF area. ICNAF, Res. Doc. 76/VI/120, p. 4.
5. Gulland, A., J. Boerema. Scientific advice on catch levels. Fish. Bull., U. S., 1973, vol. 71, p. 325—335.
6. Jangaard, P. The capelin. Bull. Fish. B. Can., 186, 1976, p. 20.
7. Kovalev, S., A. Seliverstov. Size of the capelin spawning stock on the Grand Newfoundland Bank. ICNAF, Res. Doc. 76 (VI), p. 5.
8. Kovalev, S., B. Kudrin. Soviet investigations of Newfoundland capelin in 1974. ICNAF, Res. Doc. 75/84, p. 3.
9. Winters, G. Rationale for partition of capelin quota in SA2+3K. ICNAF, Res. Doc. 74/12, p. 12.
10. Winters, G. Some biological aspects and population parameters of Grand Bank capelin. ICNAF, Res. Doc. 74/76, p. 8.
11. Working Paper No. 16, ICNAF, 1975, p. 58.

*Assessment of possible annual catches of capelin
on the Grand Newfoundland Bank*

Gulchenko S. A.

SUMMARY

Based on literature data and catch statistics the fishery for capelin on the Grand Newfoundland Bank (ICNAF, 3 PsLNO) is briefly characterized. Spawning and pre-spawning schools of capelin distributed over a large area can be caught with purse seines and trawls.

By using the Bertalanffy equation the growth parameters of capelin are determined. By using the Gulland method the optimum coefficient of fishing mortality is found to be equal to 1.8. By using the Tester formula, the recruitment size is assessed to be equal to 8500 million specimens. The possible annual catch will be 255 000 tons from the fishing stock estimated to be 331 000 tons.

УДК 639.222(262).5

К ОБОСНОВАНИЮ ОПТИМАЛЬНОГО ВЫЛОВА ШПРОТА В ЧЕРНОМ МОРЕ

Г. П. Домашенко, Г. С. Юрьев

В Постановлении ЦК КПСС и Совета Министров СССР «О мерах по предотвращению загрязнения бассейнов Черного и Азовского морей» говорится о необходимости разработки региональной схемы охраны природного комплекса и рационального использования естественных ресурсов Черного и Азовского морей на перспективу до 2000 г. В связи с этим нужна конкретная оценка в абсолютных индексах параметров рыбных популяций с применением современных методов математического моделирования. Нами были рассчитаны естественная смертность, возраст, длина и масса оптимальной эксплуатации черноморского шпрота, даны оценки существующей и оптимальной интенсивности его промысла в Черном море.

При расчетах применяли методы, изложенные в работах [1—4, 7—10], и использовали средние линейные размеры и среднюю массу шпрота по возрастным группам за 1967—1974 гг.

Поскольку уловы шпрота в Черном море невелики и популяция эксплуатируется промыслом незначительно, для определения коэффициента мгновенной естественной смертности были взяты ежегодные значения средней длины рыб $\bar{l}$ и наименьшей длины рыб, представленной в уловах l' за 1967—1974 гг.

Естественную смертность получали также по данным учета всех поколений шпрота определением разности между общей численностью популяции в данном году и величиной остатка, учтенного на следующий год.

Рассчитаны следующие параметры популяции шпрота:

k и k' — коэффициенты скорости линейного и весового роста, равные 0,453 и 0,411 соответственно;

L_∞ и W_∞ — теоретически возможные максимальные длина и масса рыбы, равные 11,3 см и 10,4 г соответственно;

t^0 и t_0 — теоретический возраст, при котором длина и масса равны нулю, составляющие — 0,756 и — 0,375 соответственно;

$t_\varphi = 1,2$ года — возраст оптимальной эксплуатации рыбы;

L_c и W_c — длина и масса вылавливаемой рыбы при оптимальной эксплуатации, равные 6,6 см и 4,9 г соответственно;

M — коэффициент мгновенной промысловой смертности, равный 0,95 (среднее значение за 1967—1974 гг.);

$\frac{L_c}{L_\infty} = C = 0,58$ — отношение длины рыбы при оптимальной эксплуатации к ее теоретически возможной максимальной длине;

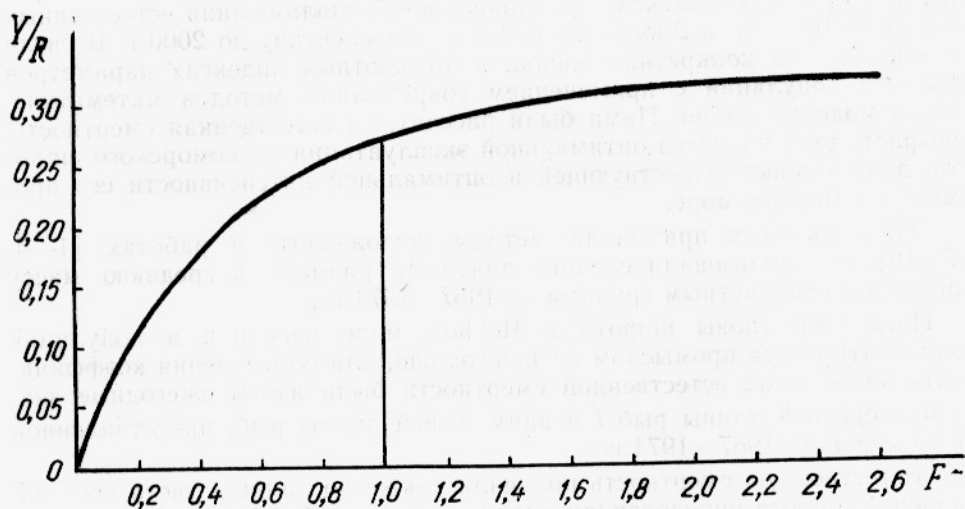
$M/K = 2,09$ — отношение коэффициента мгновенной естественной смертности к коэффициенту скорости линейного роста.

Из данных, приведенных в табл. 1 и на рисунке, следует, что оптимальный коэффициент промысловой смертности шпрота в Черном море равен 1,0, что соответствует 63,2% годового изъятия.

Таблица 1

Зависимость между уловом на пополнение и интенсивностью промысла шпрота в Черном море

Показатели	Интенсивность промысла											
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2
Годовое изъятие, фр. 100	9,5	18,1	25,9	33,0	39,4	45,1	50,3	55,1	59,3	63,2	66,7	69,6
Значения Y/R	0,064	0,109	0,148	0,178	0,202	0,220	0,236	0,250	0,262	0,271	0,278	0,285
Темп роста, %	—	47,5	30,0	21,0	16,0	12,4	10,3	8,6	7,0	6,2	5,2	4,6
ΦF Y/R	—	41,3	26,3	16,8	11,8	8,2	6,8	5,6	4,6	3,3	2,5	2,4



Зависимость улова на единицу пополнения от промысловой смертности для популяции шпрота

Методика расчета оптимального значения промысловой смертности F и анализ зависимости между темпом роста уловов подробно рассматривались ранее [6].

Оценка запаса нерестового стада шпрота проводилась в мае 1967—1974 гг. методом прямого учета. В этот период шпрот заканчивает нереститься, начинает откармливаться и наиболее равномерно распределяется на всей исследуемой площади. При учете шпрота использовали 30-метровый трал, коэффициент уловистости которого равен 0,1 [5].

В промысловом ихтиоценозе Черного моря шпрот наряду с хамсой и мелкой ставридой занимает одно из главных мест. Для него характерны короткий жизненный цикл, раннее половое созревание, повторный нерест и высокая воспроизводительная способность, что благоприятствует быстрому восстановлению и устойчивому сохранению его популяции. Однако несмотря на достаточно высокий уровень популяции, запасы шпрота в Черном море в 1967—1974 гг. промыслом почти не использовались. Если среднегодовая величина запаса нерестового стада

в этот период составляла 197 тыс. т, то оптимальный вылов мог составить ежегодно в среднем 145 тыс. т, т. е. ежегодно недолавливается в среднем 141,8 тыс. т, или 97% (табл. 2).

Таблица 2

Состояние запасов шпрота в Черном море в 1967—1975 гг.

Годы	Запас нерестового стада	Оптимальный вылов при $F=1,0$	Фактический вылов		Недолов	
			общий	в т. ч. СССР	абсолютный	%
1967	145	92	3,0	1,3	89,0	96,7
1968	187	118	3,0	1,7	115,0	97,5
1969	210	133	2,6	0,5	130,4	98,0
1971	152	96	2,8	0,3	93,2	97,1
1970	218	138	3,9	0,8	134,1	97,2
1972	134	85	5,5	0,8	79,5	93,5
1973	157	99	3,5	0,8	95,5	96,5
1974	370	234	5,0	0,5	229,0	97,9
Среднее:	197	145	3,7	0,8	141,8	96,9

Как показали многолетние исследования АзчерНИРО, в апреле—сентябре шпрот образует в шельфовых водах на глубинах 20—70 м относительно плотные и устойчивые промысловые скопления, которые можно успешно облавливать донными тралами.

Наиболее плотные и устойчивые скопления шпрота отмечаются в июле—августе в северо-западной части Черного моря—районы о-ва Тендры, Будаки-Шаганы, Констанцы, Тарханкута и в северо-восточной части—район Керченского предпроливного пространства.

Из многолетних данных сезонной динамики возрастного состава популяции шпрота в Черном море следует, что в июле—октябре основу уловов составляют рыбы в возрасте двух и трех лет. Поэтому для рационального рыболовства предпочтителен летний период.

Поскольку перспективы промысла шпрота в Черном море благоприятны, следует усилить освоение и промышленное внедрение тралового лова.

Многие исследователи неоднократно высказывали мнение о значительных запасах шпрота в Черном море, однако предлагаемые расчеты, на наш взгляд, впервые дают возможность конкретно оценить параметры популяции этой рыбы и выработать рекомендации по организации рационального промысла.

ВЫВОДЫ

1. Естественная мгновенная смертность шпрота в 1967—1974 гг. составляла ежегодно в среднем 0,95, что соответствует 61,3% годовой убыли, промысловая — 0,02, или 2% годовой убыли.

2. Промысел шпрота будет рациональным, если коэффициент промысловой смертности не будет превышать 1,0 (63,2% годовой убыли) и, если начинать промысел по достижении шпротом возраста 1,2 года (при длине 6,6 см и массе 4,9 г).

3. Активный промысел шпрота возможен в мае—сентябре в северо-западной и северо-восточной частях Черного моря на глубинах 20—70 м. Наиболее благоприятен для промысла июль—август, когда шпрот образует плотные и устойчивые скопления и в уловах преобладают двух- и трехлетки.

4. Запасы шпрота в Черном море в 1967—1974 гг. промыслом почти не использовались. Запас нерестового стада в этот период ежегодно составлял в среднем 197 тыс. т, оптимальный вылов мог составить ежегодно в среднем 145 тыс. т, т.е. ежегодно недолавливается в среднем 141,7 тыс. т, или 96,8%.

5. Вылов шпрота в Черном море в ближайшие годы следует увеличить до 100—150 тыс. т, что соответствует требованиям рационального промысла.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Баранов Ф. И. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства.— Известия отдела рыбоводства и научно-промысловых исследований, 1918, т. 1, вып. 2, с. 84—128.
2. Баранов Ф. И. К вопросу о динамике рыбного промысла.— «Бюллетень рыбного хозяйства», 1925, № 8, с. 26—28.
3. Баранов Ф. И. Об оптимальной интенсивности рыболовства.— «Труды КТИРПХ», 1960, т. 11, с. 3—14.
4. Бивертон Р. И. и Холт С. Дж. Обзор методов определения смертности облавливаемых популяций рыб. (Пер. с англ.), М., ВНИРО, 1958, с. 33—37.
5. Данилевский Н. Н. Современное состояние запаса черноморской хамсы и перспективы его использования. Труды АзчерНИРО, 1969, вып. 26, с. 3—13.
6. Домашенко Г. П., Назаров Н. А., Провоторова А. Н. Об оптимальной интенсивности промысла ставриды и скумбрии в Кельтском море. «Рыбное хозяйство», 1975, № 5, с. 12—14.
7. Bertalanffy, L. Von. A quantitative theory of organic growth. Human. Biol. 10 (2), 1938, pp. 181—213.
8. Beverton, R. I. and Holt, S. L. Manual of methods for fish stock assessment. Part II—Tables of yield functions. Rome, 1966, p. 64—112.
9. Höhöndorf, K. Eine Diskussion der Bertalanffy—Funktionen und ihre Anwendung zur Charakterisierung des Wachstums von Fischen. Kieler Meerforschungen. H. 1, 1966, p. 70—113.
10. Kutty, K. M., Qasim, S. L. The estimation of exploitation and potential yield in fish populations. J. du Cons. vol. 32, No. 2, p. 55—58.

To substantiation of optimum catches of sprat from the Black Sea

Domashenko G. P., Yuryev P. S.

SUMMARY

The mathematical methods suggested by Bertalanffy, Beverton and Holt, Kutty and Qasim are applied to the determination of parameters of the sprat population from the Black Sea and optimum exploitation rates.

It is estimated that the instantaneous natural mortality rate was equal to 0.95 whereas the fishing mortality rate was as low as 0.02 in 1967—1974. The stock of sprat remained almost untouched in the Black Sea in that period. The optimum catch is estimated to be 124 000 tons.

УДК 639.223

ОБ ЭКСПЛУАТАЦИИ ЗАПАДНОКАМЧАТСКОГО МИНТАЯ

В. П. Максименко, Н. П. Сергеева

Проблемы, связанные с использованием ресурсов минтая, стали особенно актуальными в последние годы, так как его доля в отечественном вылове рыбы непрерывно возрастает. Возникла необходимость оценить степень влияния рыболовства на различные стада минтая и выявить возможные способы их дальнейшей эксплуатации. Одним из важнейших в промысловом отношении является восточноохотское (западнокамчатское) стадо.

Запасы минтая восточной части Охотского моря интенсивно эксплуатируют несколько стран. Промысел ведется зимой и весной (облавливаются преднерестовые и нерестовые скопления) вдоль склонов континентального шельфа на глубинах 100—250 м. Его интенсивность в последние годы резко увеличилась, возникло предположение о том, что эксплуатация стада ведется нерационально [3]. При рассмотрении этого вопроса с позиции теории рыболовства была использована достаточно гибкая модель, разработанная Р. Бивертоном и С. Холтом [2]. Естественно, что все полученные результаты справедливы лишь в рамках тех предположений, которые положены в основу модели, основные из которых следующие: постоянство параметров роста; естественная смертность (M) не зависит от возраста рыб; пополнение (R) неизменно из года в год. Справедливость этих допущений по отношению к стаду восточноохотского минтая может вызвать сомнения. Однако поскольку этот вопрос не изучен, будем считать, что на протяжении некоторого периода стадо минтая находится в сравнительно устойчивом состоянии, и используем основное уравнение Бивертона—Холта для уловов на единицу пополнения [2].

При вычислениях мы ограничились измерениями возраста, массы и длины рыб, проводимые Камчатским отделением ТИНРО. Принята следующая расчетная схема модели.

1. Определение коэффициентов q и b уравнения

$$W = ql^b,$$

где w и l — масса и длина рыбы соответственно.

2. Определение возраста t_p , в котором особи впервые попадают в район промысла, возраста t_p' , когда они становятся объектом промысла, и t_λ — предельного возраста рыб.

3. Оценка параметров уравнения роста Берта-Ланфи L_∞ , W_∞ , K , t_0 .

4. Определение коэффициентов мгновенных общей и естественной смертностей.

5. Реализация основного уравнения улова на единицу пополнения

$$\frac{Y_w}{R} = WF_\infty e^{-M(t_p' - t_p)} \sum_{n=0}^{n=3} \frac{\Omega_n e^{-nk(t_p' - t_0)}}{F + M + nk} (1 - e^{-(F + M + nk)(t_\lambda - t_p')}),$$

где $\Omega_0 = 1$; $\Omega_1 = -3$; $\Omega_2 = 3$; $\Omega_3 = -1$.

6. Построение изоплетной диаграммы возможных уловов и кривых эвметрического промысла.

Расчеты на электронной вычислительной машине «Наири-К» дали следующие результаты.

1. В предположении постоянства из года в год параметров q и b связи между массой и длиной рыб рассчитаны средние масса и длина в возрастных группах по пробам из уловов за период 1971—1974 гг. (табл. 1).

Таблица 1

Параметры	Рост, годы						
	2	3	4	5	6	7	8
Средняя масса, г	170	252	306	382	493	653	889
Квадратичное отклонение	43	49	60	82	132	163	296
Средняя длина, см	27,5	32,5	35,5	38,0	41,0	46,0	50,5
Квадратичное отклонение	2,0	2,3	2,4	2,9	3,1	3,5	3,9
Теоретическая длина (по Берталанфи), см	25,6	31,3	36,2	40,2	43,7	46,5	48,8

Из этих данных методом наименьших квадратов получена зависимость

$$W = 0,009l^{2,92}.$$

Для параметра b рассчитаны ошибки с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$. Этот расчет проведен, чтобы выяснить возможности использования основного уравнения Бивертон — Холта, выведенного для $b = 3$. Полученный результат $b = 2,92 \pm 0,18$ подтверждает это.

2. Из анализа размерного и возрастного состава уловов следует, что рыбы длиной более 35 см (что соответствует четырехлетнему возрасту) подвержены воздействию промысла. Таким образом, $t_p = 4$. Из тех же соображений принято: $t_p = 2$, $t_h = 14$.

3. По данным табл. 1 методом наименьших квадратов рассчитаны параметры уравнения роста Берталанфи $l_t = L_\infty (1 - e^{-k(t-t_0)})$ и $W_t = W_\infty (1 - e^{-k(t-t_0)})^3$, предполагая, что они не изменяются от года к году: $t_0 = -1,0$; $k = 0,18$; $L_\infty = 61,0$; $W_\infty = 1532$ г. Наблюдаемые средние длины и рассчитанные с использованием полученных значений t_0 , L_∞ и k приведены в табл. 1.

4. Для оценки коэффициента мгновенной общей смертности (Z) мы использовали так называемый «интегральный» метод [1]:

$$Z = \frac{k(L_\infty - \bar{l})}{\bar{l} - l'},$$

где l' — наименьшая длина рыбы, которая полностью представлена в пробах (в нашем случае $l' = 35,5$ см — средняя длина четырехгодовиков);

$\bar{l}$ — средняя длина, вычисленная для размеров l' и больше.

Выбор этого метода обусловлен недостаточной точностью статистики уловов по возрастным группам на единицу рыболовного усилия, с одной стороны, и полным отсутствием данных об иностранном промысле (за исключением общего японского вылова до 1973 г.) — с другой. В то же время биологические параметры, входящие в формулу для определения Z «интегральным» методом, должны отразить общее промысловое воздействие на стадо.

Особенно сложно определять естественную смертность. Экстраполяция соотношения общей смертности и промысловых усилий с применением линейного регрессионного анализа дает отрицательные значения M , так как, во-первых, нет данных об иностранном промысловом усилии; а, во-вторых, возможна гетерогенность популяции минтая в этом районе, что требует дополнительных биологических исследований. В связи с этим была использована номограмма П. В. Тюрина [4] для определения естественной смертности по предельному возрасту рыбы, которая для восточноохотского минтая дает значение $M = 0,2$. Это — приближенная оценка естественной смертности в силу свойств метода ее определения. Из результатов расчетов Z , а также коэффициента промысловой смертности F (по соотношению $Z = F + M$) и общей годичной убыли стада (u) от естественных причин и промысла ($u = 1 - e^{-Z}$), отраженных в табл. 2, видно, что промысловое воздействие на стадо в последние годы резко усилилось.

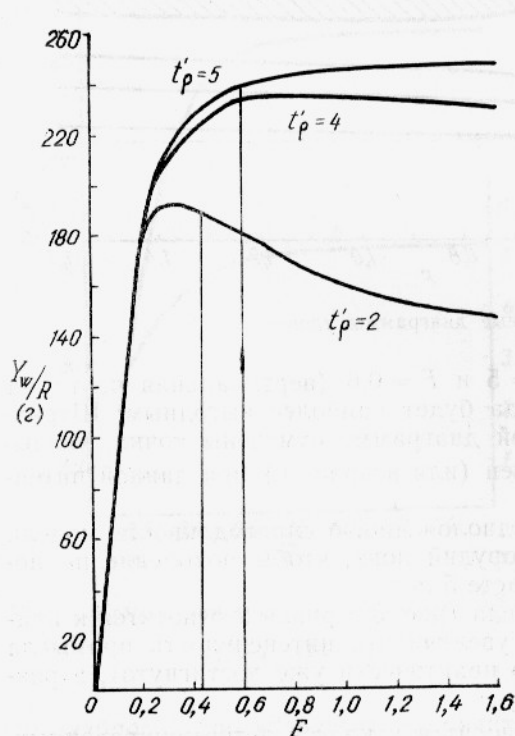


Рис. 1. Зависимость улова на единицу пополнения от промысловой смертности при разных значениях t'_p

Таблица 2

Год	Средняя длина для $l > l'$	Z	Убыль, %	F
1963	45,6	0,29	25	0,09
1964	43,6	0,41	34	0,21
1965	44,7	0,34	29	0,14
1966	43,9	0,39	32	0,19
1967	45,1	0,31	27	0,11
1968	44,7	0,34	29	0,14
1969	42,5	0,51	40	0,31
1970	43,5	0,42	34	0,22
1971	42,3	0,53	41	0,33
1972	43,1	0,45	36	0,25
1973	40,4	0,84	57	0,64
1974	41,1	0,70	50	0,50
1975	41,1	0,70	50	0,50

5—6. С целью построения изоплетных диаграмм и кривых эвметрического промысла основное уравнение Бивертон — Холта для возможного улова (Y_w) на единицу пополнения в весовом выражении реализовалось для многовариантных комбинаций t'_p и F : $2 \geq t'_p \geq 9$; $0 \geq F \geq 1,6$. На рис. 1 приведена кривая показателя возможного улова для $t'_p = 4$. В действительности из-за нежесткой селективности тралирующих орудий лова пополнение вступает в промысел постепенно, начиная с возраста 2 года. На этом же рисунке изображена кривая для $t'_p = 2$ года, а реальная кривая, очевидно, расположена между ними. Вертикальной чертой $F = 0,43$ отмечено среднее значение коэффициента

промысловой смертности за период 1971—1974 гг., когда в особенности возросло промысловое воздействие на стадо.

На изоплетной диаграмме (рис. 2) достаточно отчетливо выявляется наиболее выгодный размер ячеи ($t'_p = 5$; соответствующая кривая возможного улова приведена также на рис. 1). Поскольку в заштрихованной области не выявляется следующая изолиния при шаге дискретизации

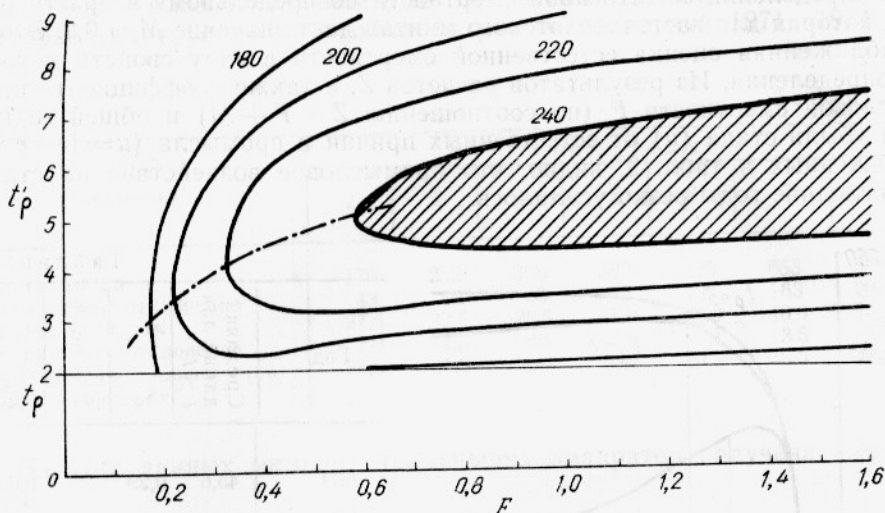


Рис. 2. Изоплетные диаграммы уловов

ции в 20 г на рекрута при $t'_p = 5$ и $F = 0,6$ (вертикальная черта на рис. 1) режим эксплуатации стада будет наиболее выгодным. Штрихпунктирной линией на изоплетной диаграмме отмечены точки, указывающие оптимальный размер ячеи (или возраст t'_p) при данной интенсивности промысла.

В рамках принятых ранее предположений о справедливости модели выгодно увеличить размер ячеи орудий лова, чтобы поколение полностью вступало в промысел в возрасте 5 лет.

Кривые эвметрического промысла (рис. 3; кривая 2 относится к правой шкале), говорят о том, что увеличивать интенсивность промысла выгодно до значений $F = 0,6$ (что практически уже достигнуто), а размер ячеи орудий лова — до $t'_p = 5$.

Модель Бивертон — Холта относится к классу детерминированных. Однако это не исключает возможностей анализа уравнения уловов на вариабельность различных параметров. Как уже говорилось, возраст, в котором минтай полностью вступает в промысел, в действительности имеет некоторое распределение вероятностей по возрастам. Можно предположить это распределение нормальным, из анализа возрастного состава получить его характеристики (дисперсию и среднее значение) и кривую улова, которую затем сравнить с кривой для точного значения t'_p . Анализ такого рода имеет смысл, так как разброс значений параметров системы приводит к рассеиванию результатов ее функционирования.

Чтобы упростить расчеты, мы предположили дискретное распределение вероятностей для t'_p и рассмотрели два случая с различной дисперсией (при среднем значении $t'_p = 5$):

1)	t'_p	4	5	6
	вероятность	1/6	2/3	1/6

2)	t'_p	3	4	5	6	7
	вероятность	0,1	0,2	0,4	0,2	0,1

Для традиционных расчетов распределение вероятностей, очевидно, имеет вид

3)	t'_p	3	4	5	6	7
	вероятность	0	0	1	0	0

Из табл. 3, в которой приведена зависимость возможного улова от коэффициента промысловой смертности для этих трех случаев, следует,

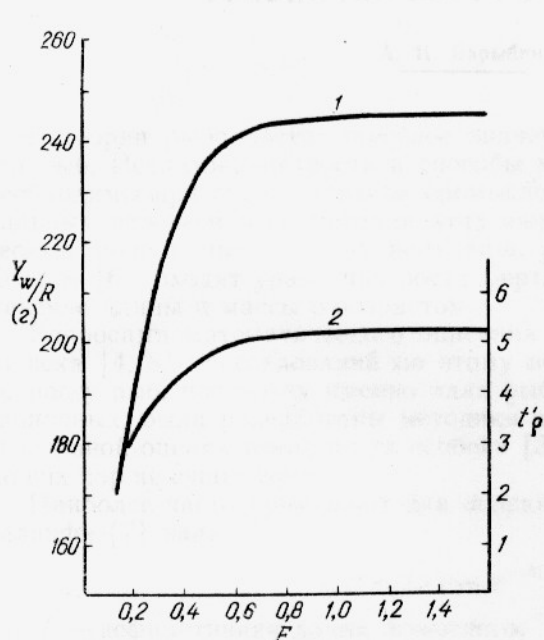


Таблица 3

F	$\left(\frac{Y_w}{R}\right)_1$	$\left(\frac{Y_w}{R}\right)_2$	$\left(\frac{Y_w}{R}\right)_3$
0,1	125	123	125
0,2	190	180	184
0,3	216	207	213
0,4	218	224	229
0,5	235	229	236
0,6	239	234	241
0,7	242	237	244
0,8	245	238	246
0,9	245	239	247
1,0	245	240	247
1,1	245	239	247
1,2	246	239	248
1,3	247	239	248
1,4	247	239	248
1,5	246	239	248
1,6	246	239	248

Рис. 3. Кривые эвметрического промысла $\frac{Y_w}{R}(F)$

(1) и $t'_p(F)$ (2)

что разброс t'_p по возрастам незначительно влияет на среднее значение Y_w/R , а также на выводы об оптимальном режиме рыболовства, полученные из анализа изоплетной диаграммы. Однако это не означает, что для рыб других видов или других стад мнятая разброс значений t'_p не окажет значительного влияния. Кроме того, истинное распределение вероятностей может иметь несимметричный характер. Для определения оптимального режима эксплуатации необходим анализ различных параметров, входящих в уравнение улова.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бивертон Р. Дж. Х. и Холт С. Дж. Обзор методов определения смертности облавливаемых популяций рыбы. Источники возникновения ошибок при взятии проб из уловов. М., ВНИРО, 1958, 56 с.
2. Бивертон Р., Холт С. Динамика численности промысловых рыб. Изд-во «Пищевая пром-сть», 1969, 315 с.
3. Пушкинов В. В. Распределение и промысел мнятая у берегов Западной Камчатки. Изв. ТИНРО, 1973, т. 91, с. 81—83.
4. Тюрин П. В. Фактор естественной смертности рыб и его значение при регулировании рыболовства. «Вопросы ихтиологии», 1962, т. 2, вып. 3 (24), с. 403—427.

SUMMARY

In view of the recent increase in the catches of walleye pollock it is necessary to study the state of their stock and to determine an optimum exploitation rate. The analysis is made within the framework of the Beverton—Holt model on data obtained off West Kamchatka. Isopleth diagrams of possible catches and curves of the eumetric fishery are developed. The coefficient of instantaneous natural mortality is estimated to be 0.2. The most profitable exploitation rate corresponds to the case when the age-at-entry $t_p' = 5$ and the coefficient of instantaneous fishing mortality $F = 0.6$.

УДК 597.08+597—113.4

НЕКОТОРЫЕ СПОСОБЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ
УРАВНЕНИЙ РОСТА БЕРТАЛАНФИ

А. И. Барыбина

В теории рыболовства большое значение приобретают вопросы роста рыб. Исследования роста и способы математического описания его необходимы при оценке запасов промысловых рыб и разработке рациональных режимов эксплуатации этих запасов. Например, в математическую модель промысловой популяции рыб, развитую Бивертоном и Холтом [6], входят уравнения роста Берталанфи [7], описывающие изменение длины и массы с возрастом.

Вопросами математического описания роста занимаются с прошлого века [4, 8]. Исследований по этому вопросу очень много, особенно по росту рыб, поскольку именно «для рыб, раньше чем для прочих позвоночных, были разработаны методики определения возраста и ретроспективной оценки темпа роста особей» [3], однако общей теории роста до сих пор не существует.

Наиболее часто применяют для описания роста рыб уравнение Берталанфи [7] вида

$$l(t) = L(1 - e^{-k(t-t_0)}); \quad (1)$$

где L — дефинитивная длина животного;

k — константа, характеризующая скорость изменения длины;

t_0 — константа, указывающая момент времени, когда длина животного была равна 0.

Это частный случай более общего уравнения, получаемого путем интегрирования основного дифференциального уравнения Берталанфи:

$$\frac{dw}{dt} = H_s - kw, \quad (2)$$

где H , k — константы;

w — масса;

S — некоторая поверхность тела.

В основу этого уравнения было положено предположение о том, что прирост массы организма происходит в результате двух противоположно-направленных процессов: анаболизма (синтез вещества) и катаболизма (распад вещества). Анаболизм, по Берталанфи, пропорционален поверхности тела (S), катаболизм — пропорционален массе тела (W).

Берталанфи принял следующие зависимости: для массы тела —

$$w = pt^3, \quad (3)$$

где p — константа;

для поверхности тела, участвующей в анаболизме —

$$S = qt^2, \quad (4)$$

где q — константа.

В результате уравнение (2) приняло тот вид, в котором оно наиболее часто используется до настоящего времени

$$\frac{dw}{dt} = Nw^{\frac{2}{3}} - kw, \quad (5)$$

где N, k — константы.

Это дифференциальная форма уравнения весового роста, откуда путем интегрирования получается уравнение весового роста

$$w(t) = \left(\frac{N}{k} \right)^3 [1 - e^{-\frac{k}{3}(t-t_0)}]^3 = W[1 - e^{-k(t-t_0)}]^3, \quad (6)$$

где w — дефинитивная масса.

Сформулированные выше теоретические концепции Берталанфи были подвергнуты серьезной критике многими исследователями роста, однако введенное Берталанфи уравнение (5) большинством ученых было признано пригодным для математического описания роста, так же как и более общее, введенное Тейлором [10],

$$\frac{dw}{dt} = Nw^{\frac{a}{b}} - kw,$$

которое предполагает более общие закономерности, чем равенства (3) и (4), в частности:

$$w = pt^b. \quad (7)$$

Уравнение линейного роста в предложениях Тейлора и при $a < b$ будет иметь вид:

$$l(t) = L[1 - e^{-\frac{b-a}{b}(t-t_0)}]^{\frac{1}{b-a}} = L[1 - e^{-k(t-t_0)}]^{\frac{1}{b-a}}, \quad (8)$$

весового роста

$$w(t) = W[1 - e^{-\frac{b-a}{b}(t-t_0)}]^{\frac{b}{b-a}} = W[1 - e^{-k(t-t_0)}]^{\frac{b}{b-a}}. \quad (9)$$

Для определения параметров уравнений роста Берталанфи (1), (6), (8), (9) разработано несколько методов, предполагающих, что известны длины (массы) рыб соответствующих возрастов $\{l_i, t_i\}$ или $\{w_i, t_i\}$.

Первый, графический способ был применен Фордом [9] для определения параметров уравнения линейного роста вида (1). Затем в более общем виде этот метод развивал Вальфорд [12]. Суть их метода заключается в том, что уравнение линейного роста (1) для момента времени $t + T$, где T — интервал изменения времени, может быть преобразовано в следующее:

$$l(t+T) = L(1 - e^{-kT}) + e^{-kT} l(t) = \xi + \eta l(t), \quad (10)$$

т. е. длина в момент времени $t + T$ является линейной функцией длины в момент времени t .

После проведения графическим или иным способом прямой линии (10) определение параметров уравнения Берталанфи (1) не составляет труда.

Для определения параметров уравнения весового роста Берталанфи (6) используется аналогичный способ, но при этом надо знать еще и связь массы с длиной, т. е. использовать равенства (3), или (7).

Метод Форда-Вальфорда достаточно прост, позволяет обойтись без вычислительной техники и потому употребляется чаще других. Однако он годится для определения параметров уравнений Берталанфи линейного и весового роста при выполнении условия

$$b - a = 1, \quad (11)$$

так как только в этом случае линейный рост будет описываться функцией (1), а не более общей S-образной (8). Кроме того, измерения $\{l_i, t_i\}$, либо $\{w_i, t_i\}$ должны быть проведены через **равные** промежутки времени T .

Значительный вклад в развитие теории роста внес крупный советский биолог Г. Г. Винберг [2], который установил связь между скоростью роста и энергетическими затратами на обмен. В результате появился еще один способ определения параметров уравнения весового роста (9) в более общем виде без ограничения (11), который, однако, требует знания показателя степени в зависимости обмена от массы тела.

С внедрением вычислительной техники в практику рыбохозяйственных исследований получили распространение методы, в которых параметры определяются с помощью метода наименьших квадратов [5, 11].

Методы, предположенные Алленом, Томлинсоном и Абрамсоном [5, 11], так же как и методы Форда-Вальфорда и способ Винберга, требуют данных о длине, массе и возрасте, которые не всегда имеются. Иногда (например, при лабораторных наблюдениях за ростом) проще измерять линейные и весовые приросты одноразмерных особей, т.е. иметь дело с вариационными рядами

$$\left\{ \left(\frac{\Delta l}{\Delta t} \right)_i, l_i \right\}; \quad (12)$$

$$\left\{ \left(\frac{\Delta w}{\Delta t} \right)_i, w_i \right\}.$$

Зависимость $\frac{\Delta l}{\Delta t}$ (или $\frac{\Delta w}{\Delta t}$) от l (w) может быть получена дифференцированием уравнений (8) и (9).

$$\text{При } y = \begin{cases} \frac{\Delta l}{\Delta t} \\ \frac{\Delta w}{\Delta t} \end{cases}, \quad x = \begin{cases} l \\ w \end{cases},$$

такая зависимость будет иметь вид

$$y = ax^m - bx, \quad (13)$$

где a, b, m — константы.

Параметры уравнения (13) могут быть найдены с помощью метода наименьших квадратов. Алгоритм определения этих параметров содержит три уравнения:

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^n y_i x_i \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \ln x_i - \sum_{i=1}^n y_i x_i^m \sum_{i=1}^n x_i^2 \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \ln x_i - \\ & - \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \sum_{i=1}^n y_i x_i \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \ln x_i + \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \sum_{i=1}^n y_i x_i \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \ln x_i - \\ & - \sum_{i=1}^n y_i x_i^m \ln x_i \left(\sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \right)^2 + \sum_{i=1}^n y_i x_i^m \ln x_i \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0. \end{aligned} \quad (14)$$

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} - \sum_{i=1}^n x_i^2 \sum_{i=1}^n y_i x_i^m}{\left(\sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \right)^2 - \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \sum_{i=1}^n x_i^2}; \quad (15)$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^m \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \sum_{i=1}^n x_i^m y_i}{\left(\sum_{i=1}^n x_i^{m+1} \right)^2 - \sum_{i=1}^n x_i^{2m} \sum_{i=1}^n x_i^2}. \quad (16)$$

Первое уравнение допускает решение численными методами. Зная параметры уравнения (13), легко найти параметры уравнений (8) и (9).

Алгоритм, описанный уравнениями (14), (15), (16), достаточно трудоемок и требует машинного счета, как и методы, предложенные Томлинсоном, Абрамсоном и Алленом.

Можно, однако, в случае, когда линейный рост описывается уравнением (1), чаще всего применяемым в практике рыбохозяйственных исследований, предложить совсем простой способ вычисления параметров этого уравнения. Тогда дифференциальная форма уравнения (1) будет представлять собой линейное уравнение

$$\frac{dl}{dt} = kL - kl = \alpha + \beta l. \quad (17)$$

При наличии данных в виде системы (12) легко построить такое линейное уравнение [1].

Параметры искомого уравнения линейного роста (1) при $l(0) = 0$ определяются по формулам:

$$L = -\frac{\alpha}{\beta},$$

$$k = -\beta.$$

Методы исследования линейных уравнений регрессии типа (17) достаточно развиты, с их помощью могут быть определены ошибки некоторых параметров уравнений линейного и весового роста, что очень важно для оценки степени аппроксимации данных уравнениями роста Берталанфи. Предложенный метод также позволяет оценить правомерность описания линейного роста уравнением (1), а не более общим уравнением (8). При рыбохозяйственных исследованиях уравнение (1) применяется очень часто, однако о соответствии его имеющимся данным судят «на глазок» — по степени разброса точек около теоретической кривой. Никаких попыток оценить ошибки параметров уравнений роста мы не встречаем. Объясняется это тем, что ничего не известно о законах распределения параметров. Выяснение этих законов — специальная математическая задача, которая, по-видимому, еще не решена.

Таким образом, в настоящее время существуют в целом удовлетворяющие ихтиологов и гидробиологов способы математического описания роста морских организмов, из которых наиболее распространенным является уравнение роста Берталанфи, имеющее небольшое число параметров и хорошо описывающее чаще всего встречающийся S-образный рост. Разработано несколько способов вычисления параметров уравнений роста Берталанфи, которые не дублируют друг друга, требуют использования ЭВМ или позволяют обойтись традиционными средствами вычислений. В руках ученых имеется неплохой математический аппарат для исследования роста. Однако в большинстве работ по росту

пока ограничиваются просто получением уравнения роста Берталанфи какого-либо объекта объединением данных за ряд лет. Изредка делается попытка сравнить между собой параметры таких уравнений для различных видов рыб, либо для одного вида из различных ареалов обитания. Как правило, эти сравнения проводятся очень грубо без вероятностно-статистической оценки достоверности различия параметров. Но в настоящее время рыбохозяйственная наука находится на той стадии развития, когда требуется не просто указать, что рост данного вида в определенный год был замедлен или ускорен в результате влияния таких-то факторов среды, а точно определить влияние каждого из факторов. Количественная мера факторов среды должна входить в уравнение роста. Очевидно, для такого рода исследований к экспериментальному материалу должны предъявляться более высокие требования, чем раньше. Нужен тонкий эксперимент, максимально приближенный к полевым условиям, в котором тем не менее можно разделить влияние факторов. При обработке результатов такого эксперимента наиболее пригодными окажутся предложенные нами методы, поскольку с их помощью обсчитываются именно линейные и весовые простоты.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Барыбина И. А., Некрасова М. Я., Спичак С. К. Определение статистическими методами коэффициентов роста Берталанфи для азовских моллюсков *Cerastoderma lamarki* и *Parvicardium exiguum*. Сб. «Моллюски. Их система, эволюция и роль в природе», Л., 1975, с. 99—102.
2. Винберг Г. Г. Скорость роста и интенсивность обмена у животных. Усп. совр. биол., 1966, 61, 2, с. 274—293.
3. Мина М. В. Рост рыб. ВИНТИ. Итоги науки и техники. Зоология позвоночных, 1973, т. 4, с. 5—70.
4. Шмальгаузен И. И. Определение основных понятий и методика исследования роста. Сб. «Рост животных», М., Биомедгиз, 1935.
5. Allen, K. R. A method of fitting growth curves of the von Bertalanffy type to observed data. J. Fish. Res. Bd. Canada, 23 (2), 1966, 163—179.
6. Beverton, R. J. H., Holt, S. J. On the dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest. ser. II, 1957, 19.
7. Bertalanffy, L. von. A quantitative theory of organic growth (Inquiries on growth laws II). Human. Biol. 10, No. 2, 1938, 181—213.
8. Brody, S. Growth and development (with special reference to domestic animals). III. Growth rates, their evaluation and significance. Univ. Missouri Agric. Exp. Stat. 97, 1927, 5—70.
9. Ford, E. An account of the herring investigations conducted at Plymouth during the years from 1924—1933. J. Mar. Biol. Ass. U. K., 19, 1962, 305—381.
10. Taylor, C. C. Growth equations with metabolic parameters. J. du Conseil. 27, 3, 1962, 270—286.
11. Tomlinson, P. K., Abramson, N. J., Fitting L. Von Bertalanffy growth curve by least squares including tables of polynomials. Fish. Bull. 116, 1961, 3—69.
12. Walford, L. A. A new graphical method of describing the growth of animals. Biol. Bull. 135, 1946, 141—147.

Some ways of the determination of parameters from the Bertalanffy growth equations

Barybina I. A.

SUMMARY

The existing methods of determination of parameters from the Bertalanffy growth equations which require knowledge of lengths, weights and age of specimens from the fish populations investigated are briefly analysed. In case when it is difficult to make age determination two new methods of finding parameters from the Bertalanffy growth equations without knowing ages of specimens are suggested. These methods require data on increments of specimens of the same size. They are very useful for treatment data from growth experiments.

УДК 639.2.001.5

О НЕКОТОРЫХ МОДЕЛЯХ СИСТЕМНОГО АНАЛИЗА ДЛЯ УПРАВЛЕНИЯ РЫБОЛОВСТВОМ

И. Б. Буханевич, М. Я. Драпацкий

Изучение естественных процессов в виде сложных систем эффективно в том случае, когда количество взаимосвязей между составными элементами системы очень велико. К сложным системам относятся в частности экологические, в которых необходимо проследивать взаимодействие всех звеньев, чтобы выяснить их возможное влияние друг на друга. Делается это на основе методологии системного анализа, оформившегося недавно как самостоятельное направление в науке, перспективное на наш взгляд, для рыбохозяйственных исследований. В предлагаемой работе сделана попытка обобщить и проанализировать некоторые исследования, проведенные в рамках Международного института прикладного системного анализа (ИИСА).

Одним из основных приемов системного анализа является метод так называемого «имитационного моделирования», под которым понимаются численные эксперименты с математическими моделями, описывающими поведение сложных систем в условиях, когда для описания связей между отдельными параметрами недостает исходной информации. Реализуются такие модели с помощью замены части реальных данных на гипотетические, что позволяет имитировать динамические процессы реальной системы и получать количественные характеристики поведения системы при заданных условиях.

Промышленное рыболовство — сложный динамический процесс взаимодействия многих факторов. Поэтому промысел необходимо рассматривать не как внешний фактор, время от времени влияющий на динамику численности эксплуатируемых биологических объектов, а как постоянно действующую часть общей динамической системы с обратной связью. Наиболее важные факторы этой системы обобщенно можно представить в виде пяти крупных блоков:

- 1) относящиеся к рыболовству (количество и типы орудий лова, районы и продолжительность рыболовства и т.п.);
- 2) относящиеся к биологии эксплуатируемых популяций (особенности роста, поведения, размножения и т.д.);
- 3) окружающей среды, которые могут влиять как на саму эксплуатируемую популяцию, так и на процессы рыболовства;
- 4) экономические, определяющие организацию рыболовства (эти факторы должны быть сопоставлены с историческими, политическими, социологическими, психологическими и прочими аспектами организации рыболовства);
- 5) управления, рассматриваемые как регуляторный процесс принятия решения (планирование, контроль, оперативное регулирование промысла).

Взаимодействию различных факторов внутри блоков и между блоками посвящены исследования, проведенные ИИСА, в основном на примере популяций лососевых р. Скина (Канада). Примененная в них методика может быть использована при оптимизации рыболовства других промысловых объектов. К. Уолтерсом и С. Букингом предлагается

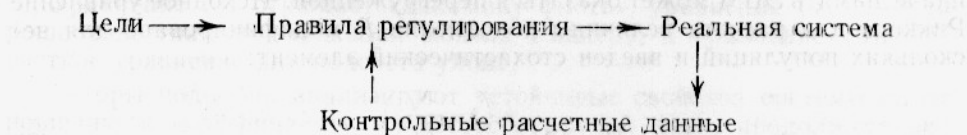
метод оперативного регулирования промысла на основе учета еженедельных уловов и числа производителей, пропускаемых на нерест [4].

Предварительно определяется оптимальное количество дней, открытых для промысла, как функция запланированного недельного темпа вылова, прогноза промыслового усилия и ожидаемого коэффициента уловистости. Достоверность расчетных оценок, получаемых в процессе реализации модели, проверяется с помощью дисперсионного анализа.

Расчеты относительно просты, если в промысле используется один вид рыб, и значительно усложняются, если речь идет о двух и более видах. При этом чаще всего приходится заботиться не только о рентабельности промысла, но и о сохранении различных генотипов. Использование рассматриваемой модели дает возможность разработать расчетную кривую интенсивности промысла на каждую неделю, в которой предусмотрено переключение промысла в требуемый момент с одного вида на другой. Ограничениями в рассматриваемой модели являются максимальное промысловое усилие, средние коэффициенты уловистости и так называемая «контрольная стратегическая кривая», получаемая в результате расчета оптимального количества промысловых дней в течение недели.

Таким образом, представляется возможность более равномерного распределения промыслового усилия в течение сезона.

Предлагаемая система контроля очень проста и состоит из следующих функциональных элементов:



Очевидно, что для данной системы может существовать бесконечное множество входных ситуаций, поэтому входные параметры выбираются по вероятностным картинам их распределения за большой статистический промежуток времени.

Например, для нерки и горбуши рассматриваемая система реализуется следующим образом.

1. Используется оценка общей величины запаса смешанной популяции, полученная ранее с помощью зависимости между запасами и пополнением для каждого вида.

2. Вводятся предсезонные прогнозы, равные величине общего запаса плюс произвольный член, учитывающий ошибки распределения с соответствующей дисперсией.

3. Задается картина распределения по времени нерестового хода, выбранная произвольно с помощью анализа возможных вариантов.

4. Задается серия произвольных значений параметров, характеризующих вариабельность величины промыслового усилия и коэффициентов уловистости.

При реализации модели путем перебора произвольных значений рассчитывают оптимальные значения этих гипотетических параметров по формуле (1), причем ограничением служит уже упомянутая кривая зависимости темпа вылова от численности популяций. Модель отлаживается на ретроспективных данных за большой промежуток времени и затем может быть использована для прогнозирования

$$u = (1 - e^{-qFT}), \quad (1)$$

где u — реальный темп эксплуатации;

q — коэффициент уловистости;

F — усилие за день промысла;

T — число дней промысла.

Модификации модели Риккера «запас — пополнение» для случая, когда эксплуатируются две популяции, участвующие в нерестовых миграциях, посвящена работа Рея Хилборна [3]. Оптимальные темпы эксплуатации для смешанных запасов рассчитаны при помощи метода стохастического динамического программирования как функция величины каждого запаса для серии вероятностных величин исходных параметров модели.

Наиболее часто употребляемая стратегия промысла построена на предположении, что уловы должны увеличиваться, если растет общий запас и наоборот. Но эту стратегию очень трудно оптимизировать, если запас одной из эксплуатируемых популяций значительно больше другой. Интенсивность промысла в таких случаях должна рассчитываться как функция двух переменных, характеризующих смешанный запас.

Если использовать тривиальный метод перебора на ЭВМ всех возможных сочетаний численности популяций, участвующих в промысле, для определения оптимальной интенсивности, то количество расчетных операций в большинстве случаев превышает объем памяти современных ЭВМ.

Применяемый авторами метод стохастического динамического программирования позволяет преодолеть эти трудности. При этом некоторые параметры модели могут быть стохастическими и количество параметров может быть увеличено, однако число рассматриваемых популяций смешанного запаса, по мнению автора, не должно превышать пяти, иначе память ЭВМ может оказаться перегруженной. Исходное уравнение Риккера для расчета величины пополнения R модифицировано для нескольких популяций и введен стохастический элемент:

$$R_i = N_i e^{\alpha_i \left(1 - \frac{N_i}{P_i}\right)} e^{\varepsilon_i}, \quad (2)$$

где N — общее количество производителей;

ε — поправка на дисперсию;

i — индекс вида.

Автор приводит пример расчета для двух популяций при 20-ти дискретных значениях запаса каждой популяции, 18-ти дискретных значениях интенсивности промысла и 10-ти стохастических значениях пополнения.

Перебирая возможные сочетания исходных параметров, можно разработать и предложить своего рода стратегическую концепцию для следующих сочетаний коэффициентов α (степень продуктивности) и P (количество производителей, при котором среднее число возвращающейся рыбы на одного производителя равно единице) в модели Риккера:

1) α — одинаковы и P — одинаковы для обоих запасов ($\alpha_1 = \alpha_2$, $P_1 = P_2$);

2) α — для первого запаса больше, а P — одинаковы ($\alpha_1 > \alpha_2$, $P_1 = P_2$);

3) α — для первого запаса меньше, а P — для второго запаса меньше ($\alpha_1 < \alpha_2$, $P_1 > P_2$);

4) α — для первого запаса меньше, а P — для второго запаса больше ($\alpha_1 < \alpha_2$, $P_1 > P_2$);

5) α — одинаковы, а P — для одного из запасов меньше ($\alpha_1 = \alpha_2$, $P_1 < P_2$, $P_1 > P_2$).

Расчеты показывают, что политика регулирования рыболовства с помощью фиксированного пропуска производителей может быть оптимальной только, когда величины α и P одинаковы для обеих популяций смешанного стада, т. е. редко. В остальных случаях можно оценить урон либо с точки зрения сокращения общего улова, либо — нарушая генофонд одной из популяций.

Взаимосвязи трех блоков общей модели — факторов, относящихся к рыболовству (первый блок), к биологии эксплуатируемых популяций (второй) и экономических (третий) — посвящена работа М. Гатто, С. Ринальди и С. Уолтерса [2].

В данной модели, где промысел рассматривается в качестве хищника, используются следующие зависимости:

$$S_{t+1} = \mu S_t + \beta \frac{C_t}{S_t}, \quad (3)$$

где μ — коэффициент, характеризующий изменение количества судов из-за амортизации флота;

β — коэффициент, характеризующий изменение затрат на строительство и содержание флота.

$$N_{t+1} = (N_t - C_t) \exp \left[\alpha \left(1 - \frac{N_t - C_t}{P} \right) \right], \quad (4)$$

где $N_t - C_t$ — количество производителей.

$$C_t = N_t [1 - \exp(-q S_t T)], \quad (5)$$

где S — количество судов на промысле;

N — численность рыб;

C — уловы;

t — промысловые сезоны;

T — продолжительность промыслового сезона.

Уравнение (3) отражает «динамику флота», уравнение (4) — это хорошо известная модификация модели Риккера, а уравнение (5) — известное уравнение для подсчета улова.

Авторы подробно анализируют устойчивые свойства системы по отношению к коэффициенту уловистости орудий лова, продолжительности промыслового сезона и коэффициентам, характеризующим динамику затрат на эксплуатацию изменяющегося количества судов на промысле. Реализация указанной модели позволяет выработать стратегию управления рыболовством, которая учитывала зависимость динамики промысла от динамики численности рыб.

В традиционных моделях динамики численности рыб промысловое усилие рассматривается обычно как постоянный параметр. Однако в реальных условиях существует обратная связь между промысловым усилием и динамикой численности. Поэтому лучше рассматривать промысловое усилие как переменную величину, а математический аппарат, применяемый в рассматриваемой работе, позволяет вводить эти переменные в аналитические зависимости, которые характерны для классических моделей динамики численности.

При этом авторы делят факторы, которые влияют на динамику численности, на две группы: определяющие «естественную эволюцию» рыболовства (абиотические и биотические факторы) и «контролируемую эволюцию» (количество производителей, выпускаемых нерестово-выростными хозяйствами, продолжительность промыслового сезона, квоты и т. д.).

Для реализации системной модели необходимо иметь описание естественной эволюции и знать, на какие базовые свойства этой модели влияют величины управляемых параметров. Цель работы Гатто, Ринальди и Уолтерса — представить очень простую дискретную модель рыболовства, а затем доказать наличие асимптотически устойчивого равновесия для «естественной эволюции» и проанализировать чувствительность этого равновесия к таким параметрам, которые являются потенциальными движущими переменными «контролируемой эволюции».

Модели непрерывного времени привлекательны, но требуют от руководства промыслом большой оперативности. В большинстве же видов промысла действия промыслового усилия носят пульсирующий характер и исходные данные также дискретны.

В настоящее время хорошо исследованы пределы достоверности модели Риккера, лежащей в основе данной работы. Из наиболее важных элементов в этой модели отсутствуют учет влияния возрастной структуры популяции на численность, учет запаздывания по времени в функции «запас — пополнение» и стохастичности, вызываемой произвольными колебаниями качества ареала обитания. Первые две проблемы решаются с помощью уравнений более высокого порядка, третья, более сложная, решается приближенно с помощью умножения функции «запас — пополнение» на гипотетический коэффициент, который можно интерпретировать как степень вероятности выживания в расчетный промежуток времени (год, сезон и т. д.). Поскольку естественных причин смертности очень много и каждую из них можно рассматривать как независимую от других, закон распределения указанного коэффициента можно принять логнормальным. Однако анализируемая работа не дает возможности учесть изменяющиеся районы промысла и наличие нескольких видов рыб в промысловом стаде. Результаты расчетов носят приближенный характер и могут быть использованы в сочетании с другими моделями, о которых говорилось ранее.

И, наконец, в оригинальной работе Р. Питермана [5] рассматривался способ реализации сложной имитационной модели, который позволяет сопоставить многие факторы различных блоков общей системы, не прибегая к помощи ЭВМ. Суть способа сводится к построению изоплетных диаграмм, содержащих графические изображения поверхностей некоторых параметров состояния популяции в виде функции двух переменных.

Оси координат всех изоплетных диаграмм идентичны, так как на них откладывают в одном и том же масштабе значения параметров. Изображения наносят на прозрачные пластмассовые пластинки: области, где характеристики процессов различны, окрашивают в различные цвета и затем пластинки совмещают. В результате руководитель промысла получает графическую систему информации и возможность оценить, какие действия приведут к достижению оптимального решения (оптимальных точек на поверхности совмещенной диаграммы). Этот метод назван авторами «настольным оптимизатором».

Принципы построения изоплетных диаграмм и раньше широко использовались в теории рыболовства. Например, диаграмма Бивертон и Холта [1] характеризует взаимозависимость двух управляющих параметров: величины промысловой смертности и минимального возраста вылавливаемой рыбы. У Питермана построены такого рода диаграммы для лосося р. Скина и, кроме того, диаграммы взаимозависимости количества производителей горбуши, пропускаемых на нерест, и производительности рыбоводных хозяйств для увеличения запасов нерки. Им представлены изоплеты не только средних значений управляющих параметров (например, среднего улова), но и их статистических вариантов (например, минимального улова и его изменчивости во времени, а также его распределения между различными группами промысловиков). Причем, величины, наносимые на диаграммы, могут относиться к разным видам рыб и характеризовать промысел смешанных запасов, если диаграммы совмещены во времени.

Таким образом, диаграммы показывают контурные поверхности индикаторов воздействия на динамику численности популяций. Руководитель промысла стремится выбрать индикаторы, которые помогут принять оптимальное решение. В данном случае — это нахождение оптимальных областей или оптимальных точек на объединенной поверхности

сти индикаторов воздействия. В работе следует руководствоваться следующими правилами:

- а) предварительно решить, какой из индикаторов необходимо довести до максимума, а какой — до минимума;
- б) масштаб, единый для всех графиков, выбирать исходя из того, насколько близки искомые точки к максимуму или минимуму;
- в) индикаторам придавать соответствующие относительные веса значимости, исходя из представления руководства промыслом.

Этого можно добиться с помощью варьирования интенсивности раскраски участков графика.

Автор применил этот метод для регулирования промысла лосося. В результате довольно сложный анализ, предвещающий принятие того или иного решения, может быть осуществлен самим руководителем довольно простым и наглядным способом. Питерман полагает, что визуальные методы анализа не исключают более сложных, связанных с обработкой данных на ЭВМ.

ВЫВОДЫ

Рассмотренные примеры применения системного анализа для регулирования рыболовства показали следующее.

1. Необходимо учитывать возможно большее количество факторов, воздействующих на процессы управления рыболовством.
2. Связи между параметрами модели далеко не всегда могут быть обеспечены промыслово-биологической информацией.
3. Для оперативного руководства промыслом удобнее использовать наиболее простой математический аппарат, который можно легко применить и проанализировать руководителям промысла.
4. Рассмотренные модели следует рекомендовать для использования при промыслово-биологических расчетах, проводимых при обосновании соответствующих режимов регулирования промысла.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Beverton, R., Holt, S. On the dynamics of exploited fish populations. London, 1957, pp. 533.
2. Gatto, M., Rinaldi, S., Walters, C. A predator—prey model for discrete—time commercial fisheries, 1975, Research report of IISA, pp. 1—38.
3. Hilborn, R. Optimal exploitation of multiple stocks by a common fishery, a new methodology. Res. Rep. of IISA (International Institute for Applied Systems Analysis). 1975, p. 1—14.
4. Walters, C., Buckingham, S. A control system for intraseason salmon management. Res. Rep. of IISA, 1975, p. 1—18.
5. Peterman, R. New techniques for managing complex systems: a case study of Pacific salmon fisheries. Res. Rep. of Institute of Animal Resource ecology, Univ. of B. C., 1975, p. 1—35.

On some models of the systems analysis used in the management of fisheries

Bukhanevich I. B., Drapatsky M. Ya.

SUMMARY

Several cases of application of the systems analysis to the management of fisheries are discussed. It is shown that a great deal of factors affecting the management should be taken into consideration. It is stressed that the relations among the parameters of the model are not always substantiated by fishing biological data. For efficient management most simple mathematical models are recommended to be used so that fisheries officials could construct and analyse them easily.

The models discussed are recommended for biological and fishery estimations needed to substantiate appropriate management measures.

УДК 597.553.1 : 597—113.4(261.24)

О ЗАВИСИМОСТИ МАССЫ ТЕЛА ОТ ДЛИНЫ САЛАКИ ВИСЛИНСКОГО ЗАЛИВА

И. Е. Локшина, М. И. Шатуновский

Электронно-вычислительная техника расширяет возможности математической обработки и интерпретации биологических данных. Для получения количественной характеристики популяционного или индивидуального роста рыб подсчитывают показатели относительного или абсолютного прироста, удельной скорости роста, темпа роста, а также более сложные формы выражения закономерностей роста [1—4, 6]. Намечены также исследования продуктивных процессов в популяциях на основе изучения динамики весового роста [8]. В последние годы морфологические, или, как их часто называют, морфо-физиологические параметры, также все шире привлекаются при исследованиях экологии отдельных видов или популяций рыб [5, 9].

В предлагаемой работе на примере салаки Вислинского залива предпринята попытка дать морфо-физиологическую интерпретацию некоторым данным, полученным после математической обработки ежегодно собираемых статистических данных о массе, длине тела, возрасте рыб, стадии зрелости их гонад*. Были использованы материалы за 1967—1971 гг., собранные в течение нерестового периода салаки в Вислинском заливе. Длина тела салаки в исследуемый период колебалась от 13 до 26 см, а масса — от 20 до 140 г.

Определяли зависимость массы тела от длины вида $W = aL^b$ для отдельных возрастных групп салаки с учетом стадий зрелости гонад и пола. С помощью ЭВМ решали линейное уравнение

$$\lg W = \lg a + b \lg L.$$

В таблице выделены те варианты расчетов, для которых по показателям линейного приближения оказалось приемлемым использовать уравнение регрессии. Значение коэффициента корреляции в этом случае варьировало от 0,82 до 0,96.

Результаты расчетов демонстрируют изменение величины параметров a и b в ходе созревания гонад салаки (от начала IV до V стадии зрелости) и их вымета (VI—II стадии зрелости), а также на протяжении трех лет жизни рыб одного поколения. Кроме этого, рассматриваются данные о динамике коэффициента упитанности по Фультону, так называемый «фактор кондишн Фультон» при $b = 3$ ($C_F = \frac{w}{L^3} \cdot 100$) в соответствии с изометричностью роста, а также коэффициент упитанности, рассчитанный при варьирующих значениях параметра b ($C_A = \frac{w}{L^b} \cdot 100$), так называемый «аллометрический фактор кондишн», с учетом аллометричности роста [7, 11, 13].

* Материалы для расчетов были любезно предоставлены в наше распоряжение сотрудником АтлантНИРО Л. С. Шапиро. В обработке их принимала участие лаборант ВНИРО Г. А. Костина.

Год	Возраст	Стадия зрелости	Выборка	Зависимость массы тела от длины $w = a \cdot L^{b \pm \sigma_b}$	Средние		Коэффициенты упитанности $C_A = \frac{w}{L^b} \cdot 100$ $C_F = \frac{w}{L^3} \cdot 100$	
					масса $\bar{w}$	длина $\bar{L}$		

В ходе дозревания гонад салаки

Самки

1969	2	V	144	$W = 0,0097 \cdot L^{2,96 \pm 0,11}$	38,7	16,5	0,97	0,86
1969	2	VI—II	55	$W = 0,0172 \cdot L^{2,72 \pm 0,19}$	34,8	16,4	1,72	0,79
1967	2	IV	126	$W = 0,0194 \cdot L^{2,75 \pm 0,11}$	49,6	17,3	1,94	0,95
1967	2	V	140	$W = 0,0295 \cdot L^{2,59 \pm 0,15}$	48,8	17,4	2,95	0,92
1967	2	VI—II	139	$W = 0,0292 \cdot L^{2,57 \pm 0,13}$	44,8	17,4	2,92	0,86

Самцы

1967	2	IV	66	$W = 0,0291 \cdot L^{2,60 \pm 0,18}$	48,1	17,3	2,91	0,94
1967	2	V	194	$W = 0,0412 \cdot L^{2,47 \pm 0,12}$	47,6	17,3	4,12	0,90
1969	3	V	69	$W = 0,0067 \cdot L^{3,08 \pm 0,17}$	72,0	20,3	0,67	0,86
1969	3	VI—II	18	$W = 0,0151 \cdot L^{2,77 \pm 0,21}$	61,0	19,9	1,51	0,77
1967	3	V	15	$W = 0,0077 \cdot L^{3,07 \pm 0,28}$	58,3	18,3	0,77	0,95
1967	3	VI—II	19	$W = 0,0167 \cdot L^{2,76 \pm 0,19}$	54,2	18,6	1,67	0,84

На протяжении трех лет жизни одного поколения салаки Вислинского залива

Самцы

1968	2	IV	200	$W = 0,0166 \cdot L^{2,77 \pm 0,11}$	49,0	17,9	1,66	0,86
1969	3	IV	93	$W = 0,0100 \cdot L^{2,94 \pm 0,15}$	69,9	20,3	1,00	0,84
1970	4	IV	55	$W = 0,0031 \cdot L^{3,34 \pm 0,24}$	83,1	21,2	0,31	0,88

Самки

1968	2	IV	261	$W = 0,0184 \cdot L^{2,77 \pm 0,10}$	50,2	17,9	1,84	0,88
1969	3	IV	161	$W = 0,0043 \cdot L^{3,724 \pm 0,13}$	74,1	20,4	0,43	0,87
1970	4	IV	41	$W = 0,0052 \cdot L^{3,18 \pm 0,23}$	94,9	21,8	0,52	0,92

Результаты расчета могут быть использованы при изучении аллометрического роста рыб. Значения коэффициента b находятся в пределах известных закономерностей изменений этого параметра у рыб от 2,5 до 3,5 [3] и могут быть использованы при работе с некоторыми математическими моделями. Величины аллометрического коэффициента упитанности C_A и параметра $a \cdot 100$ совпадают, что дает возможность после машинной обработки использовать оценку этого параметра как характеристику состояния рыб, не прибегая к расчетам.

Рассмотрим данные таблицы и проследим тенденцию изменения параметров a и b и других показателей, указанных в таблицах. При анализе соотношения массы и длины салаки, а также коэффициентов упитанности (C_F и C_A) в ходе дозревания и вымета половых продуктов для разных возрастных групп самцов и самок можно отметить, что по мере вымета половых продуктов во всех сравниваемых вариантах уменьшается параметр b и коэффициент упитанности по Фультону. При практически одинаковой длине тела рыб снижение величины C_F отражает уменьшение массы тела. Наряду с этим увеличивается параметр a и соответствующий ему по величине аллометрический коэффициент упитанности C_A .

Из анализа наблюдений 1967—1969 гг., следует, что средняя длина и масса, а также величины коэффициентов C_F и C_A двухлетних самок в 1967 г. были выше, чем в 1969 г. Большие величины этих коэффициентов объясняются благоприятными условиями нагула и ранним нере-

стом салаки в 1967 г. Для трехлетних самцов также отмечены более высокие коэффициенты упитанности в 1967 г. Для характеристики изменения физиологического состояния салаки в нерестовый период целесообразно использовать коэффициент C_F , отражающий реальные изменения массы тела.

Анализ изменения размерно-весового соотношения у самок и самцов салаки на протяжении трех последовательных лет их жизни (см. таблицу) показывает, что с увеличением возраста и изменением размеров салаки величина параметра b увеличивается, а параметра a и соответствующего ему коэффициента C_A снижается.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Изменение размерно-весовых соотношений в пределах отдельных поколений с учетом пола и сезонных изменений физиологического состояния на протяжении ряда последовательных лет наблюдений может дать дополнительные данные о состоянии популяции.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Абакумов В. В. Методика изучения динамики весового и линейного роста рыб. Труды Совещания по динамике численности рыб, 1961, вып. 13, с. 194—201.
2. Брюзгин В. Л. О характеристике роста рыб. «Вопросы ихтиологии», 1960, вып. 15, с. 75—91.
3. Винберг Г. Г. Линейные размеры и масса тела животных. «Журнал общей биологии», 1971, т. 32, № 6, с. 714—723.
4. Зотин А. И. Термодинамический подход к проблемам развития, роста и старения. М., «Наука», 1974, 184 с.
5. Методика морфо-физиологических и биохимических исследований рыб. ОНТИ ВНИРО, 1972, 89 с.
6. Мина М. В. Рост рыб. Сб. «Итоги науки», сер. «Зоология позвоночных», 1973, т. 4, с. 68—115.
7. Никольский Г. В. Экология рыб. М., «Наука», 1974, 340 с.
8. Сергеев Ю. С. Методы количественной оценки продуктивности рыб. Изд-во «Пищевая промышленность», 1972, 68 с.
9. Шварц С. С., Смирнов В. С. и Добринская Л. Н. Метод морфо-физиологических индикаторов в экологии наземных позвоночных. Труды Ин-та экологии растений и животных. Свердловск, 1968, 58 с.
10. Шмальгаузен И. И. Определение основных понятий и методика исследования роста. Сб. «Рост животных». Биомедгиз, 1935, с. 8—60.
11. Beverton, R., Holt, S. On the dynamics of exploited fish population. Fish. Invest., 1957, Ser. 1, p. 553.
12. Ricker, W. E. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. of the Fish. Res. Bd. Can. 1975, pp. 382.
13. Weatherley, A. H. Growth and ecology of fish populations. 1972, pp. 1—279.

*Relationship of the body weight and length
in the Baltic herring from the Vistula Bay*

Lokshina I. E., Shatunovsky M. I.

SUMMARY

The determination of the relationship of the body weight and length in the Baltic herring from the Vistula Bay indicates that the coefficient b varies from 2.5 to 3.5. It is found that the coefficient b increases while the coefficient a decreases in the Baltic herring with age and length. In the course of final maturation and liberation of sexual products some changes occur in the size-weight relationship resulting in a decrease in the condition factor estimated by the Fulton method $C_F = \frac{W}{L^3} \cdot 100$ and parameter b ; on the other part, the parameter a and an appropriate condition factor which is determined by the formula $S_A = \frac{W}{L^b} \cdot 100$ increase.

РЕФЕРАТЫ

УДК 51 : 639.2.053.8

О применении математических методов для оценки состояния запасов рыб и промысла. Т. Ф. Дементьева, А. В. Засосов, К. А. Земская, П. А. Моисеев. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 7.

В условиях интенсивного развития морского и океанического промысла особенно важны математические методы определения абсолютной численности рыб и оценки состояния их промысла, которые необходимы также при научном обосновании планирования уловов и величины рыболовного флота. Для решения этой основной проблемы нужно знать характер изменения величины запаса под влиянием факторов внешней среды. Их изучение особенно важно для оценки эффективности воспроизводства рыб и определения величины пополнения. Для составления прогнозов уловов необходима ее количественная оценка как величины переменной. В этих случаях применяются методы оценки относительной численности популяции. Дополненные методом Державина-Фрая, они также могут быть использованы для определения абсолютной величины запаса.

Библ. 23 назв.

УДК 51:639.2.053

Модель популяции типа «запас — пополнение», учитывающая влияние кормовой базы производителей на выживание молоди. Т. И. Булгакова. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 16.

Различные гипотезы о том, какой именно фактор регулирует численность пополнения популяции, приводят к разным типам кривых воспроизводства. Предлагаемая модель основана на гипотезе о лимитирующей роли кормовой базы производителей. Выживание молоди в течение некоторого уязвимого периода ее жизни определяется при этом количеством питательных веществ, полученных потомками от родителей. Это либо количество молока, получаемое детенышами в период молочного кормления (для млекопитающих), либо количество питательных веществ икры (для рыб), либо просто часть корма родителей, получаемая потомками (для птиц). При большой численности родительского запаса быстрее истощается их кормовая база, больше затрат идет на добычу корма и, следовательно, меньшая часть рациона родителей идет на образование питательных веществ для детенышей.

Исследованы полученные математические зависимости, описывающие кривые воспроизводства для такого случая, и по ним определяются формулы для величины максимального уравновешенного улова.

Илл. 2, библ. 13 назв.

УДК 599.745.1

Метод оценки некоторых параметров популяции морских котиков по материалам мечения. В. Л. Андреев, Т. И. Булгакова, Ф. Г. Челноков. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 23.

При мечении металлическими метками соотношение меченых и немеченых животных в стаде будет меняться из-за того, что часть меток теряется и часть животных погибает от травм при мечении. Чтобы учесть влияние этих факторов, рассчитываются вероятность потерять метку и соотношение выживаемости немеченых и меченых животных для популяции морских котиков. Дополнительная смертность от мечения для морских котиков невелика. Описан метод определения абсолютной выживаемости, промысловой убыли и численности поколения с учетом этих факторов при специально организованном промысле. Кроме того, дается метод определения смешиваемости стад на берегу.

Табл. 4, библ. 15 назв.

Анализ и применение методов оценки возможной добычи морских млекопитающих.
Р. Г. Бородин. Труды ВНИРО, т. 28, 1978, с. 33.

Дан краткий анализ математических методов оценки основных величин, характеризующих состояние запасов и промысла морских млекопитающих. Предлагается реккурентная процедура нахождения относительного «чистого» пополнения.

Выведена формула оценки времени возможного восстановления сильно истощенных запасов (например, финвалов, сейвалов) до уровня, соответствующего максимальной добыче для разных режимов промысла.

С помощью методов математического моделирования определены величина промысловых запасов и возможная добыча основных видов морских млекопитающих (антарктические финвалы, сейвалы, кашалоты). Показана динамика запасов и промысла антарктических финвалов. Получены оценки первоначального (390—410 тыс. экз.) и современного запасов (80—90 тыс. экз.), максимальной стабильной добычи ($MSD=8-10$ тыс. экз.) и уравновешенной добычи (9—8 тыс. экз.) в настоящее время. Вычислено время возможного восстановления запасов антарктических финвалов до уровня, соответствующего максимальной стабильной добычи. Для восстановления запасов (до уровня MSD) антарктических финвалов при отсутствии промысла необходимо не менее 20 лет.

Табл. 1, библи. 11 назв.

Применение некоторых математических способов анализа динамики промысла.
И. Е. Локшина. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 38.

Установление квот и лимита вылова — основная мера регулирования рыболовства, обосновать которую можно математическими методами. В обобщенном виде представлены основные теоретические предпосылки ряда математических моделей Шефера, Фокса, Пелла—Томлинсона и Бивертон—Холта, базирующихся на концепции уравновешенного улова и некоторые результаты их реализации. Сопоставление оценки максимально возможного стабильного вылова разными методами на основе данных по салаке Рижского залива, хеку Ванкуверо-Орегонского района, камчатскому крабу дало близкие результаты.

Илл. 5, библи. 18 назв.

Оценка некоторых популяционных параметров и величины возможного вылова трески южной части Баренцева моря. В. К. Бабаян. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 44.

Основу советских уловов трески составляет нагульная треска лофотенско-баренцево-морской популяции, причем около 40% общего улова приходится на долю трески первого подрайона ICES. Количественный анализ состояния скопления трески в этом подрайоне выполнен на основании биостатистики с 1957 по 1974 г. и промысловой статистики за 11 лет, по 1974 г. включительно. Установлено, что при современной интенсивности промысла коэффициенты общей Z и естественной M смертности равны соответственно 0,98 и 0,21. Коэффициент формы (упитанности) $a=917 \cdot 10^{-5} \text{ г/см}^3$. Оценка численности пополнения принятым способом отдельно для рассматриваемой части популяции дала результат $R=423 \cdot 10^6$ шт. Средняя биомасса запаса трески первого подрайона оценена в $508 \cdot 10^3 \text{ т}$. Величина максимально возможного вылова, рассчитанная по модели Бивертон—Холта, приближается к $533 \cdot 10^3 \text{ т}$. Согласно модели, достижение теоретического максимума уловов потребует почти четырехкратного снижения рыболовного усилия по сравнению с существующим.

Табл. 5, илл. 4, библи. 17 назв.

Оценка величины возможного улова мойвы Большой Ньюфаундлендской банки.
С. А. Гульченко. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 52.

На основании литературных данных и статистики дается краткая характеристика промысла мойвы в районе Большой Ньюфаундлендской банки (ИКНАФ, 3 PsLNO). Скопления нерестовой и преднерестовой мойвы, распределенной на большой акватории района Большой банки, могут облавливаться кошельковыми неводами и тралями. Используя известное уравнение Бергаланфи, определены параметры роста мойвы. Оптимальный коэффициент промысловой смертности, определенный методом Галланда, равен 1,8. Величина пополнения, определенная по формуле Тестера, равна 8,5 млрд. шт. Возможный годовой улов составляет 255 тыс. т, а промысловый запас — 331 тыс. т.

Табл. 3, илл. 3, библи. 11 назв.

УДК 639.222 (262.5)

К обоснованию оптимального вылова шпрота в Черном море. Г. П. Домашенко, Г. С. Юрьев. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 57.

Математические методы Бергаламфи, Бивертон и Холта, Катти и Касима и другие применены для расчетов параметров популяции черноморского шпрота и оценки оптимального режима эксплуатации.

Оказалось, что в период 1967—1974 гг. мгновенная естественная смертность равна 0,95, а промысловая — только 0,02. Запасы шпрота в Черном море в этот период почти не использовались. Оптимальный вылов равен 124 тыс. т.

Табл. 2, илл. 1, библи. 10 назв.

УДК 639.223

Об эксплуатации западнокамчатского минтая. В. П. Максименко, Н. П. Сергеева. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 61.

Отечественный промысел минтая значительно возрос, что делает актуальным изучение состояния запаса минтая и оценку оптимального режима его эксплуатации.

В рамках модели Бивертон—Холта проведен анализ режима эксплуатации у берегов Западной Камчатки. Построены изоплетные диаграммы возможных уловов и кривые эвметрического промысла.

Коэффициент мгновенной естественной смертности оценен как 0,2. Наиболее выгодный режим эксплуатации соответствует возрасту вступления в промысел рыб $t'_p = 5$; мгновенный коэффициент промысловой смертности равен $F = 0,6$.

Табл. 3, илл. 3, библи. 4 назв.

УДК 597.08+597—113.4

Некоторые способы определения параметров уравнений роста Бергаламфи. И. А. Барыбина. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 67.

Кратко проанализированы методы определения параметров уравнений роста Бергаламфи, требующие знания длин, массы и возраста особей исследуемой популяции рыб. Когда определить возраст сложно, параметры уравнения роста Бергаламфи можно вычислить двумя новыми методами, не требующими знания возраста особей; достаточно знать приросты одноразмерных особей. Предложенные методы особенно удобны для обработки данных экспериментов по росту.

Библи. 12 назв.

УДК 639.2.001.5

О некоторых моделях системного анализа для управления рыболовством. И. Б. Буханевич, М. Я. Драпацкий. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 72.

Анализ нескольких примеров применения системного анализа для регулирования рыболовства показал, что необходимо учитывать большое количество факторов, действующих на процессы управления рыболовством. Отмечено, что связь между параметрами модели далеко не всегда может быть обеспечена промыслово-биологическими данными.

Для оперативного руководства промыслом наиболее удобно использовать по возможности простые математические модели, которые могут быть легко применены и проанализированы руководителем промысла.

Рассмотренные модели рекомендованы для использования в промысловых биологических расчетах, проводимых для обоснования соответствующих режимов регулирования промысла.

Библи. 5 назв.

УДК 597.553:1:597—113.4 (261.24)

О зависимости массы тела от длины салаки Вислинского залива. И. Е. Локшина, М. И. Шатуновский. Труды ВНИРО, т. 128, 1978, с. 78.

Расчеты зависимости массы тела от длины у салаки Вислинского залива Балтийского моря показали, что коэффициент b у салаки колеблется от 2,5 до 3,5. С увеличением размера и возраста у салаки величина параметра b возрастает, а параметра a — снижается. В процессе созревания и вымета половых продуктов изменяется размерно-весовое соотношение: снижается коэффициент упитанности по Фультону:

$C_F = \frac{W}{L^3} \cdot 100$ и параметра b , а с другой стороны — увеличивается параметр a

и соответствующий коэффициент упитанности, который рассчитывается по формуле

$C_A = \frac{W}{L^3} \cdot 100$.

Табл. 1, библи. 13 назв.

**ПРИМЕНЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКИХ СПОСОБОВ ОЦЕНКИ
СОСТОЯНИЯ ПРОМЫСЛОВЫХ ОБЪЕКТОВ
МИРОВОГО ОКЕАНА**

ТРУДЫ ВНИРО, ТОМ СХХVIII

Редактор Е. А. Каменская

Техн. ред. Т. Г. Таривердиева

Корректор Н. Г. Зайцева

Отдел научно-технической информации ВНИРО

Л-93213

Формат 70×108/16

Цена 60 коп.

Подписано к печати 19.01. 78 г.

Объем 5,4 п. л.

Тираж 600 экз.

Заказ 1826

Опытно-полиграфическое предприятие ЦНИИТЭИлегирома.
Москва, ул. Вавилова, 69