

УДК 597.555.51

**Оценка репрезентативности выборки донных трашовых съемок на примере тихоокеанской трески Японского моря***A. Н. Вдовин<sup>1</sup>, А. Н. Четырбоцкий<sup>2</sup>, В. А. Нуждин<sup>1</sup>*<sup>1</sup> Тихоокеанский научно-исследовательский рыболово-промышленный центр (ФГБНУ «ТИНРО-Центр»), Владивосток<sup>2</sup> Дальневосточный геологический институт (ФГБУН «ДВГИ ДВО РАН»), Владивосток  
E-mail: vдовин@tinro.ru

Тихоокеанская треска *Gadus macrocephalus* является важным промысловым видом в Северо-Западной Пацифики. Её запасы в морских водах Приморья (Японское море) значительно недоучитываются вследствие особенностей её вертикального распределения, где единицей запаса выступает треска южной части подзоны Приморья (южнее мыса Золотой). Именно в этом районе Японского моря для периода 2004–2016 гг. имеются регулярные учётные донные трашовые съёмки. Предлагается процедура прогнозирования промыслового запаса трески, основу которой составляет модификация численности возрастных групп. На основании выборочных распределений численностей возрастных групп выполнена оценка работоспособности процедуры. Показано соответствие высокой урожайности поколений высокими показателями смертности рыб. Регулирующий механизм этого явления стремится приблизить систему к меньшим флуктуациям для перехода из неравновесного (нестационарного) состояния в равновесное (стационарное). Показано, что продолжительность зрелого периода трески в Японском море соответствует семилетнему популяционному циклу.

**Ключевые слова:** тихоокеанская треска *Gadus macrocephalus*, Японское море, коэффициент уловистости, промысловый запас, методы распознавания образов, прогноз, регуляторный механизм.

**ВВЕДЕНИЕ**

В первой половине XX века на акватории российской экономической зоны Японского моря тихоокеанская треска *Gadus macrocephalus*Tilesius, 1810, была одним из лидирующих видов рыбного промысла (её годовой вылов японскими рыбаками в 1912–1945 гг. менялся от 10 до 54 тыс. т [Ким, 1998]).

Во второй половине XX века её вылов колебался от 1 до 8 тыс. т [Гаврилов, 1998]. В последнем десятилетии специализированно-

го промысла трески не было: она добывалась только в качестве прилова.

В российской экономической зоне Японского моря учётные донные трашевые съёмки регулярно проводятся только на морской акватории Приморского края (подзона «Приморье» южнее мыса Золотой) [Вдовин, Соломатов, 2013]. Треска в значительной степени недоучитывается из-за особенностей её вертикального распределения [Вдовин, 2004; Калчугин и др., 2004].

Репрезентативность выборки данных в практике рыбопромыслового прогнозирования обычно оценивается статистическими критериями, зачастую без учёта биологии вида. Процедура корректной модификации полученных результатов может оказаться полезной для формирования прогноза как трески Японского моря, так и для прогнозирования прочих рыбных объектов. Особенно это касается таких видов (приморская треска к ним относится), которые на современном этапе практически не используются промыслом. В настоящей работе предлагается процедура прогнозирования промыслового запаса трески с предварительной коррекцией возрастных оценок этого вида и определения адекватности модельных соотношений рассматриваемой выборки данных.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В работе использованы материалы донных траловых съёмок научно-исследовательских рейсов, проведённых в 2004–2016 гг. на акватории, прилегающей к Приморскому краю (материковое побережье российских вод Японского моря; подзона «Приморье» южнее мыса Золотой). Проведение съёмок и расчёт оценок обилия рыб выполнялись по принятым в ТИНРО-Центре стандартным методам исследований [Борец, 1985; Гаврилов и др., 1988]. Оценки запасов рассчитывались по методу площадей. Для расчётов использовались площади между изобатами, ограничивающими места обитания трески. В 11 съёмках треска встречалась на площади от 20 до 500 м, в двух — от 50 до 700 м. В указанных диапазонах глубин было выполнено 3049 тралений. Треска встречалась в 953 тралениях.

У 4965 экз. измерена длина АС (*SL*). Для составления размерно-возрастного ключа была сформирована выборка из 548 особей. Возраст рыб определяли по отолитам. Для приведения к одному знаменателю характеристик вылова трески разными тралами величины её уловов пересчитывались на плотность:

$$\rho_n(w) = C_n(w) \cdot 10^6 / q, \quad (1)$$

где  $\rho_n(w)$  — удельная численность (биомасса), экз./ $\text{км}^2$  ( $\text{кг}/\text{км}^2$ );  $C_n(w)$  — улов на час траления в численном (экз./ $\text{км}$ ) или весовом ( $\text{кг}/\text{км}$ ) выражении;  $q$  — площадь облова тра-

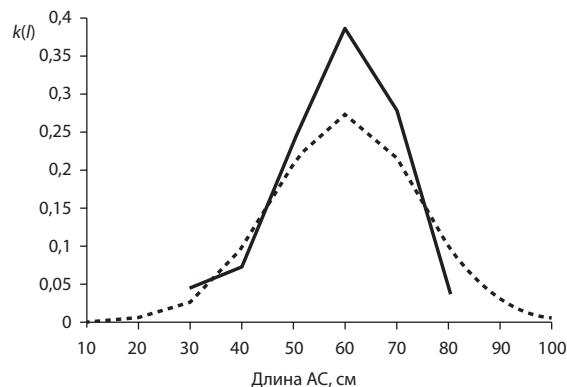
лом ( $\text{м}^2$ ) за часовое траление, которая соответственно определялась по формуле:

$$q = l \times h, \quad (2)$$

где:  $l$  — пройденное расстояние;  $h$  — горизонтальное раскрытие трала.

Запас определялся как произведение средней плотности на обследованную площадь в диапазоне глубин, где отмечались уловы трески. Процедура расчёта запаса (как совокупного, так и по размерным градациям) этим и ограничивалась для коэффициента уловистости  $k = 1$ . Рассчитывались также его величины для дифференцированных по длине коэффициентов уловистости —  $k(l)$ . При этом исходную численность каждого сантиметрового класса делили на значения дифференцированных коэффициентов уловистости по длине [Вдовин, 2011; Вдовин, Мизюркин, 2011]. Значения  $k(l)$  определялись из данных по уловистости баренцевоморской трески [Серебров, 1980, 1986; Серебров, Попков, 1982].

Общие коэффициенты уловистости  $k$  (безотносительно к длине) колебались от 0,05 до 0,24 в зависимости от типа трала и плотности скоплений трески. Дифференцированные по размерным группам коэффициенты уловистости  $k(l)$  характеризовались ещё большей изменчивостью — от 0,002 до 0,47. При этом вне зависимости от плотности скоплений трески максимальные значения соответствовали модальным значениям размерного ряда — 46–55 см и 51–60 см.



**Рис. 1.** Распределение по длине экспериментальных (сплошная линия) и модельных (пунктирная линия) значений коэффициентов уловистости баренцевоморской трески согласно уравнению (3).

Пояснения в тексте

По результатам численных экспериментов приемлемой оказалась аппроксимация данных из работы Сереброва [1986] (рис. 1). Форма кривой зависимости между размерами тела и уловистостью баренцевоморской трески близка к функции нормального распределения, форма которой следует выражению [Болч, Хуань, 1979]:

$$k(l) = \frac{1}{|\sigma| \sqrt{2\pi}} \exp \left[ -\frac{(l - \bar{l})^2}{2\sigma^2} \right], \quad (3)$$

где:  $k(l)$  — дифференцированный коэффициент уловистости;  $l$  — длина тела;  $\bar{l}$ ,  $s^2$  средняя длина и выборочная дисперсия (60 см и  $2,117 \times 10^{-4}$  см<sup>2</sup>, соответственно).

Коэффициент корреляции  $R$  между выборочными и модельными данными составил 0,842, а среднее значение коэффициента уловистости  $k$  — 0,181.

Уловистость  $k$  пропорциональна плотности скоплений, что подтверждается высоким коэффициентом корреляции 0,758 между ними.

Связь между этими переменными удовлетворительно аппроксимируется степенной функцией (рис. 2). В 11 экспериментальных трашениях по данным Сереброва [1980], плотность скоплений варьировала от 1211 до 21860 экз./км<sup>2</sup>, составляя в среднем 4847 экз./км<sup>2</sup>. Согласно нашим материалам, уловы трески в съемках у берегов Приморья ока-

зались на порядок меньше: диапазон средней плотности скоплений рыб в 13 съемках составил от 68 до 352 экз./км<sup>2</sup> — в среднем 169 экз./км<sup>2</sup>. Только 14 из 953 уловов приморской трески были выполнены на скоплениях с плотностью скоплений более 1 тыс. экз./км<sup>2</sup>, при максимальном значении плотности 3,6 тыс. экз./км<sup>2</sup>. Зависимость уловистости от плотности скоплений не уникальна для трески, она отмечалась и у других видов рыб [Вдовин, 2000]. Размеры трашов, используемых для учёта трески Приморья, сопоставимы с экспериментальным баренцевоморским тралом с длиной верхней подборы 27,3 м. Соответственно на скоплениях одинаковой плотности для однотипных трашов должны быть сходные величины уловистости. Поскольку плотность скоплений в наших съемках ниже чем в экспериментах Сереброва [1980, 1986], то и цифры уловистости должны быть ниже. С другой стороны, снижение  $k$  может привести к завышению оценок запасов рыб. Для расчёта запасов трески в 11 из 13 съемок принималась  $k(l)$  согласно градации II (табл. 1). То есть использовались величины  $k(l)$ , соответствующие значительно более высокой плотности чем в наших съемках. Только в двух съемках 2007 и 2014 гг. со средней плотностью скоплений менее 100 экз./км<sup>2</sup> мы принимали сниженные в 1,5 раза значения  $k(l)$  (градация I, табл. 1) в соответствии со степенной зависимостью между  $k$  и  $\rho_n$ .

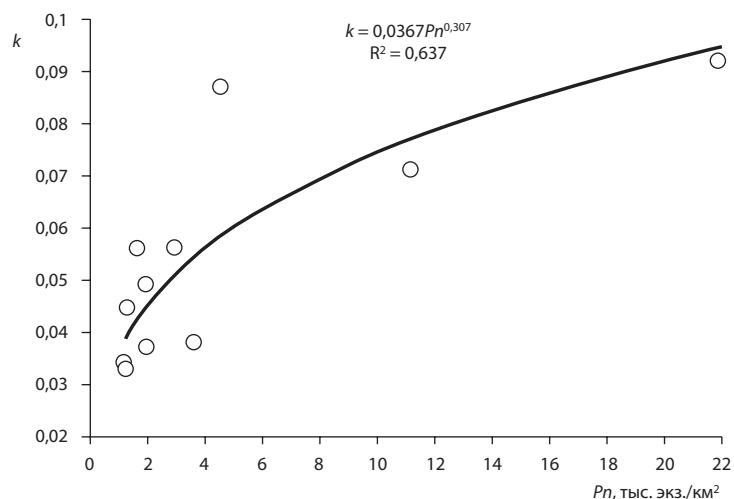


Рис. 2. Связь между уловистостью и плотностью скоплений у баренцевоморской трески [Серебров, 1980].

$k$  — коэффициент уловистости безотносительно длины;  $P_n$  — плотность скоплений

**Таблица 1.** Динамика модельных значений  $k(l)$  в зависимости от размеров тела трески

Градации плотности скоплений	Длина тела рыб АС, см												
	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85	90
I (до 100 экз./км <sup>2</sup> )	0,02	0,04	0,07	0,1	0,14	0,17	0,18	0,17	0,14	0,1	0,07	0,04	0,02
II (101–1000 экз./км <sup>2</sup> )	0,03	0,05	0,1	0,15	0,21	0,26	0,27	0,26	0,21	0,15	0,1	0,05	0,03

Примечание. При длине АС <30 см и >90 см  $k(l) = 0,01$ .

## Результаты и их обсуждение

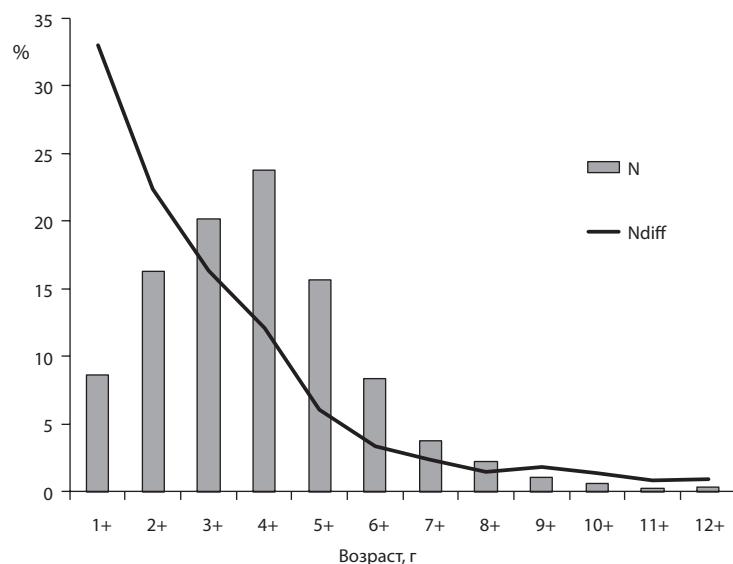
Построенная по усреднённым данным съёмок ( $k = 1$ ) возрастная кривая трески имеет близкую к логнормальному распределению форму (рис. 3). Такая кривая демонстрирует проявление двух противоположных тенденций: растянутый во времени процесс пополнения и влияние смертности [Суханов, 2016]. Если рассматривать данную картину в стационарном, а не динамическом аспекте, целесообразнее будет говорить об искажении «кривой населения» селективностью орудий лова [Вдовин, 2011]. Достичь соотношения возрастных групп, которое должно соответствовать таковому в популяции хотя бы в свете существующих постулатов [Рикер, 1979; Пианка, 1981], возможно при использовании дифференцированных коэффициентов уловистости (рис. 3). Для выявления тенденций в динамике численности и её прогнозировании необходимо, прежде всего, опираться на численные оценки по-

колений в течение их жизни. Руководствуясь простым постулатом, что численность поколения убывает в течение жизни [Пианка, 1981], можно определить насколько критичны эти оценки.

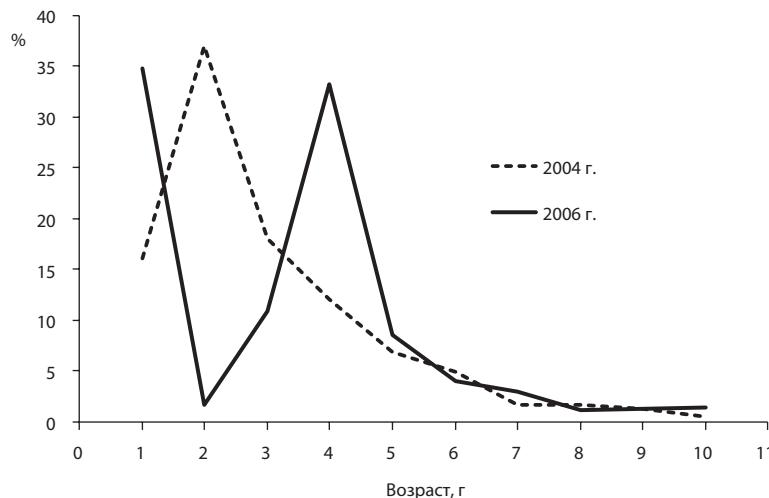
Распределение средних многолетних оценок численности  $N_{diff}$  для поколений трески 1998–2014 гг. рождения соответствует реальной кривой выживания (рис. 3). Однако не для всех поколений характерна картина монотонного убывания оценок численности с увеличением возраста (рис. 4).

Все дальнейшие расчёты и рассуждения касаются оценок, полученных при использовании дифференцированных коэффициентов уловистости.

У поколения трески 2004 г.р. поступательное снижение численности наблюдается со второго года жизни, а у поколения 2006 г.р. — с четвёртого. Подчеркнём, что исходя из оценок численности, без дифференцированной



**Рис. 3.** Возрастной состав приморской трески по данным донных траловых съёмок 2004–2016 гг. с  $k = 1$  (N) и  $k(l)$  ( $N_{diff}$ )



**Рис. 4.** Возрастная динамика относительных оценок численности (с  $k(l)$ ) для поколений приморской трески 2004 и 2006 гг. рождения

уловистости в большинстве случаев самой массовой возрастной группой в съёмках были четырёхгодовики. По-видимому, именно в этом возрасте поколение практически полностью переходит в промысловый запас. Степень недоучёта младших возрастных групп может быть настолько существенна, что даже корректировка с помощью дифференцированной уловистости оказывается недостаточной, в отличие от таких типично донных рыб, как полосатая камбала и керчак-як [Вдовин, 2011]. Возрастной состав молоди трески (1+ — 3+) зачастую носит хаотичный характер, в том числе и при применении в расчётах дифференцированных коэффициентов уловистости.

Треска обитает во всех горизонтах воды, изредка встречаясь даже в пелагических тралениях (в 1,3% случаев). Высокая вариабельность запасов трески в съёмках во многом обусловлена особенностями её распределения в толще воды [Вдовин, 2004, 2005]. Молодь трески питается преимущественно мелкими планктонными и бентосными ракообразными [Пущина, 2012]. Следовательно, она может концентрироваться как у дна, так и выше придонных горизонтов воды вне зоны облова тралом. Самая высокая вариабельность относительных оценок численности присуща возрастным группам 2+ и 3+: коэффициенты вариации этих групп составляли 103,5 и 105,1%, соответственно. По мнению Калчугина с соавторами [2004] учет молоди трески (особенно двухгодовиков) во

многом зависит от расположения нижнего бентического фронта.

Если исходить из тесноты корреляционных связей, то можно полагать, что регулярный достоверный учёт охватывает только три возрастные группы от 4+ до 6+. Значения  $R$  между 4+ — 5+ и 0,514 и между 5+ — 6+ составляют соответственно 0,514 и 0,674. Корреляции между другими смежными возрастами не превышали 0,5. Погрешности в учёте при оценке численности трески старше 6+ скорее всего обусловлены малыми объёмами возрастных выборок (в 46% случаев вылов за съёмку рыб в возрасте от 7+ до 12+ был меньше 100 экз.). Оценки смежных возрастных групп сравнивались не хаотично, а группировались попарно для каждого конкретного поколения. В противном случае «нестационарные кривые улова, по которым прокатываются волны численности, могут ошибочно трактоваться как причудливые возрастные зависимости» [Суханов, 2016].

Многие демографические модели (Мальтуса, Гомперца, Вейбулла и др.) основаны на элементарных функциях — показательной (экспоненциальной) и степенной [Рикер, 1979; Суханов, 2016]. Нередко они применяются для незатронутых промыслом популяций животных, к каковым в настоящее время относится и приморская треска. Убыль поколений удовлетворительно аппроксимировалась обеими функциями. Численные эксперименты

были выполнены на поколениях, имеющих не менее четырёх поступательно убывающих оценок численности. В анализ вошли 14 поколений 1999–2012 гг. рождения. Коэффициенты детерминации ( $R^2$ ) для степенной функции колебались от 0,669 до 0,989, а для экспоненциальной — от 0,582 до 0,992; средние оценки составляли соответственно 0,884 и 0,847. Оба типа регрессионных кривых проходили в непосредственной близости от большинства эмпирических точек, за исключением оценок для 1+ и 2+. Модельные значения степенной функции превышали эмпирические оценки одногодовиков в среднем на 61,9%, двухгодовиков — всего на 0,5%, то есть по средним показателям для этой регрессии отклонения почти сгладились. Модельные значения экспоненциальной функции для первого года в среднем были меньше эмпирических на 34,5%, а для второго года — на 74,9%. Исходя из того, что молодь трески часто недоучитывается, мы отказались от экспоненциальной функции, поскольку она не позволяет объективно аппроксимировать эмпирические данные в два первых года жизни.

Для оценки адекватности моделей, помимо коэффициентов корреляции и детерминации, определялись ещё и доверительные интервалы для параметров степенных уравнений. У двух поколений 2010 и 2011 гг. рождения значения границ доверительного интервала параметра  $b$  (показатель степени) оказались с разными знаками. Здесь положительный степенной показатель не имеет биологического смысла,

поскольку численность когорты с возрастом увеличивается. Два этих поколения были исключены из анализа данных.

Характер связи параметров степенных регрессий, а именно численность первого года ( $N_1$ ) и степенной показатель  $b$  (который, по сути, выражает скорость убывания), следует из анализа диаграммы рассеивания (рис. 5). В системе Matlab её построение выполняется процедурой scatter [Кетков и др., 2005]. Согласно анализу выделяются 5 классов поколений со схожими значениями параметров регрессионных уравнений. Проявляется соответствие параметров (коэффициентов) регрессий. Коэффициент корреляции между ними равен  $-0,923$ . Его, близкое к 1, отрицательное значение указывает, что высокой начальной численности соответствуют стремительные темпы убыли. Эта связь имеет хорошую биологическую интерпретацию: при вспышках численности резко возрастает смертность. Подобная связь характерна и для теплокровных животных, и для многих видов рыб [Вдовин, 1988; Вдовин, Антоненко, 2001; Шилов, 2001; Панченко, Вдовин, 2005]. Для каждого выделенного класса были построены возрастные оценки численности поколений. Поскольку характеристики третьего и четвёртого классов попадают в один и тот же доверительный интервал, то здесь они были объединены. В логарифмическом масштабе только кривая регрессии пятого класса является изолированной (рис. 6). Необходимо заметить, что при увеличении возраста падает изменчивость пре-

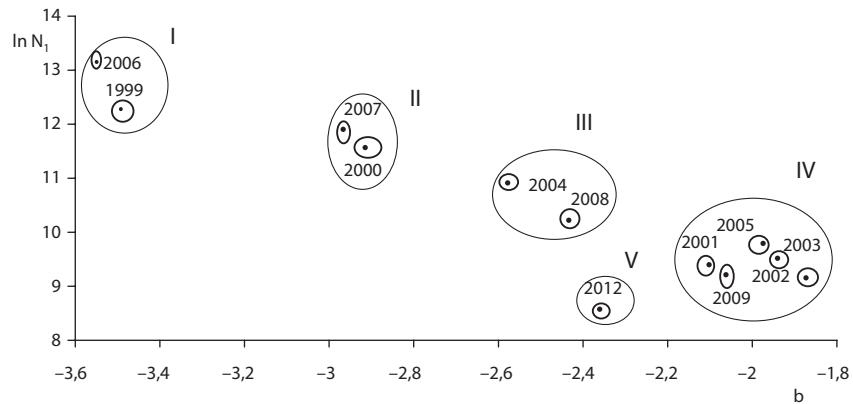
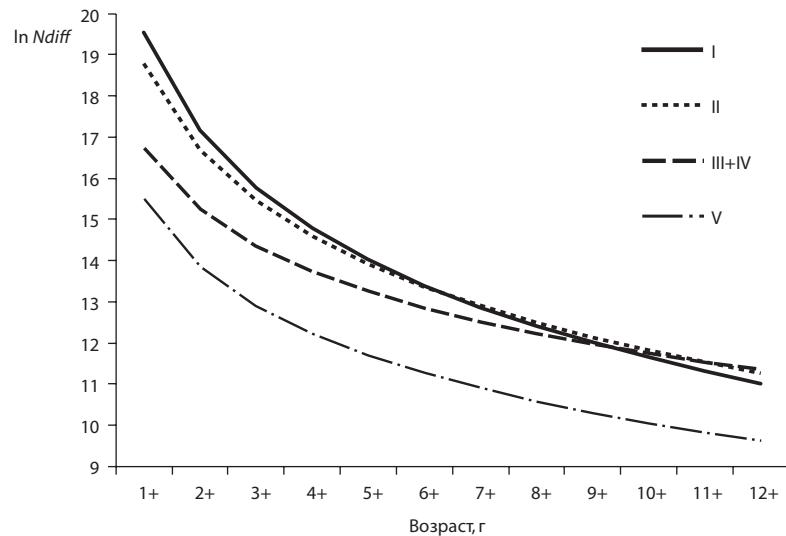


Рис. 5. Диаграмма рассеивания параметров степенной регрессии для поколений трески 1999–2012 гг. рождения.

Точки — параметр  $b$ , кружки —  $\ln N_1$ , цифры — год рождения поколения, I–V — номера классов



**Рис. 6.** Степенные регрессии, характеризующие четыре класса поколений трески.  
Эталонные классы I—V обозначены на рис. 5. Пояснения в тексте

дельных оценок численности поколений. Так экстремальные значения в возрасте одного года различались в 57 раз, в возрасте 3+ — в 17,6 раза, а в возрасте 12+ — в 4 раза. По расчётом Борисова [2015] численность рекрутов (возраст 3+) баренцевоморской трески за семидесятилетний период изменялась в 16 раз, а величина промыслового запаса — в 5 раз. По данным когортного анализа, проведённого Томпсоном и Шимадой [Thompson, Shimada, 1990], за 16 лет наблюдений численность рекрутов беринговоморской трески изменялась в 17,7 раза [цит. по Борец, 1997].

Представляется, что следуя положениям термодинамики, выявленная зависимость принимает вполне закономерный характер. Резкие отклонения параметров живой системы от относительно стационарного состояния являются следствием наведённого процесса на естественный внутренний процесс. В случае уклонения от оптимальных значений параметров системы естественно её стремление к исходному состоянию (что как раз составляет принцип Лешателье, который для данной который является характерным для данной проблематики и встречается в монографиях Пригожина, Кондепуди [2002] и Зотина, Зотиной [1993]). Высокая амплитуда колебаний численности на первых этапах онтогенеза генерации является следствием так называемого наведённого процесса (в частности, внешним влиянием

абиотических факторов на популяцию). Разная скорость убыли является регуляторным механизмом, стремящимся приблизить систему к меньшим флюктуациям, что и способствует её переходу от неравновесного (нестационарного) состояния к равновесному (стационарному). Именно в поддержании динамического равновесия со средой и заключается принцип гомеостаза популяции как целостной биологической системы. Предел оптимальной плотности определяют внешние факторы, а соответствие численности этим условиям — внутрипопуляционные механизмы [Коновалов, 1980; Шилов, 2001]. Известно, что «волны жизни» совершенно случайно и резко меняют концентрацию всех редко встречающихся в популяциях мутаций и генотипов [Тимофеев-Ресовский и др., 1977]. Логично предположить, что при благоприятных условиях выживает множество особей с пониженной устойчивостью к внешним воздействиям. Несомненно, они будут подвержены более высокой смертности, чем те мутации и генотипы, которые в определенных количественных соотношениях всегда присутствуют в репродуктивной совокупности. Нередко пониженную выживаемость связывают с фактором плотности [Никольский, 1974 а, 1974 б; Солбриг, Солбриг, 1982 и многие др.]. Однако для взрослых особей массовых морских промысловых рыб, имеющих значительный пространственный и пищевой

ресурс, фактор плотности может быть лимитирующим в исключительных случаях. Во всяком случае, среди массовых демерсальных рыб российских вод Японского моря, к которым относится и треска, внутри- и межвидовая пищевая конкуренция либо отсутствует, либо находится на низком уровне [Пущина, 2012]. При интерпретации причинно-следственных связей кривых выживания чаще приводятся примеры интегральной смертности для характеристики поколений или популяции в целом. При этом для рыб имеется множество примеров селективной смертности внутри каждого годового класса [Никольский, 1974 б; Мина, Клевезаль, 1976; Рикер, 1983; Вдовин, Швыдкий, 1993 и др.]. Регуляция структуры популяции по типу обратной связи является основным принципом популяционного гомеостаза и осуществляется через адаптивный отбор [Тимофеев-Ресовский и др., 1972; Коновалов, 1980; Солбриг, Солбриг, 1982; Шилов, 2001].

Выше было указано, что два регрессионных уравнения, построенных для поколений 2010 и 2011 гг., имели некритичные значения доверительных интервалов параметра  $b$ . При этом модельные значения показывали тесную связь с эмпирическими данными: коэффициенты корреляции были выше 0,98. Из-за наличия примеров различной адекватности результатов регрессионного и корреляционного анализов была предпринята попытка определения приемлемости построенных моделей (и выделенных классов моделей) для построения прогнозов возрастных оценок численности.

Нами было разработано два подхода, основанных на распознавании образов. В первом случае для каждой возрастной модельной оценки конкретного поколения рассчитывалась близость к подобным возрастным оценкам, соответствующим четырём выделенным классам (эталонам).

Мера близости

$$\rho_j = \sum_m^n \left( 1 - \frac{N_j}{N_{mj}^*} \right)^2, \quad (4)$$

где:  $N_{mj}^*$  — его эталонное значение;  $m$  — индекс, указывающий выделенные классы;  $j$  — возрастная группа.

Затем рассчитывалось модифицированное значение возрастной оценки численности поколения:

$$\tilde{N}_i = \sum_{j=1}^J \rho_j N_{ji}^*, \quad (5)$$

где  $i$  — показывает принадлежность к определенному поколению.

При этом из выборки класса исключались значения «экзаменуемого» поколения. Подобным образом реконструировалось каждое поколение. Встречались ситуации, когда численности отдельных возрастных групп попадали в разные классы. Однако в большинстве случаев модельные значения численности совокупности трёх-семигодовиков соответствовали классу, к которому они изначально и принадлежали.

Для построения новых уравнений выбирались наибольшее значение возрастных оценок, которые попадали в один класс. Заново были построены уравнения для поколений 2011 и 2012 гг. и, кроме того, для 2013 и 2014 гг. Результаты корреляционного и регрессионного анализов показывали только допустимые значения.

Второй подход отнесения поколения к тому или иному классу строился на основании параметров регрессионного степенного уравнения. Для каждого поколения трески (1998–2015 гг. рождения) рассчитывалась степенная регрессия зависимости численности поколения от возраста:

$$N_i(t) = N_{i,1} t^{b_i}, \quad (6)$$

где:  $i$  ( $i = 1 \div 18$ ) — порядковый номер поколения и  $N_{i,1}$  — численность одногодовиков в  $i$ -м поколении.

Для каждого поколения рассчитывается близость к выделенному классу:

$$d_{i,m} = \left\{ \text{abs} \left( \frac{N_{i,1} - N_{m,1}^*}{N_{m,1}^*} \right) + \text{abs} \left( \frac{b_i - b_m^*}{b_m^*} \right) \right\}^{-1}, \quad (7)$$

где:  $N_{m,1}^*$ ,  $b_m^*$  — значения параметров для  $m$ -го класса (понятно, что чем меньше выражение в фигурных скобках, тем выше  $d_{i,m}$ , т.е. тем ближе  $i$ -е поколение к  $m$ -му классу).

Для каждого поколения  $d_{i,m}$  пересчитываются в соответствующие весовые доли (нормируются на единицу), тогда частотная близость поколения определяется максимальным значением:

$$\rho_{i,m} = \frac{d_{i,m}}{\sum_m^4 d_{i,m}}. \quad (8)$$

В случае использования такого подхода при «экзамене» половина уравнений была отнесена к смежному классу.

При «экзамене» отдельных возрастных групп проявляются вполне определённые тенденции. Выше говорилось о высокой достоверности учета четырёх-шестигодовиков. У шестигодовиков отклонения от искомого класса наблюдались в 3–5 случаях из 13, у пятигодовиков — только в одном, а у четырёхгодовиков отклонений не было. Корреляция по временному ряду (по поколениям) для эмпирических и модельных возрастных оценок четырёхгодовиков отличалась в зависимости от способа построения уравнений. Коэффициент корреляции между эмпирическими данными и значениями, полученными в результате начальных численных экспериментов, оказался самым высоким — 0,903. Аналогичные оценки коэффициента корреляции при «экзамене» составили — 0,650 для первого подхода и 0,439 — для второго.

Вычислительные эксперименты показывают, что степенная регрессия является приемлемой для эмпирических данных. Она оказалась полезной для прогноза самых массовых возрастных групп промыслового запаса — 4+ — 6+.

Во флуктуациях оценок возрастной группы 4+ прослеживается близкая к 15-летней периодичность. Путём вычислительных экспериментов показано, что для прогноза приморской трески наиболее адекватной оказалась синусоида с четырнадцатилетним периодом (рис. 7).

Анализ результатов вычислительных экспериментов показал приемлемость синусоиды по ряду причин:

— при экстраполяции её данных на временной ряд любой длины она принимает только допустимые значения;

— она прогнозирует поколение 2014 года рождения как урожайное. Степенные регрессии, построенные всего на двух возрастных оценках, не отражали реальную ситуацию. Между тем численность годовиков является рекордной в ряду наблюдений и, несомненно, генерация 2014 г. проявит себя как высокоурожайное поколение.

При ориентации на значения данной функции была построена прогностическая кривая биомассы промыслового запаса, которая в первом приближении была адекватна эмпирическим данным (рис. 8).

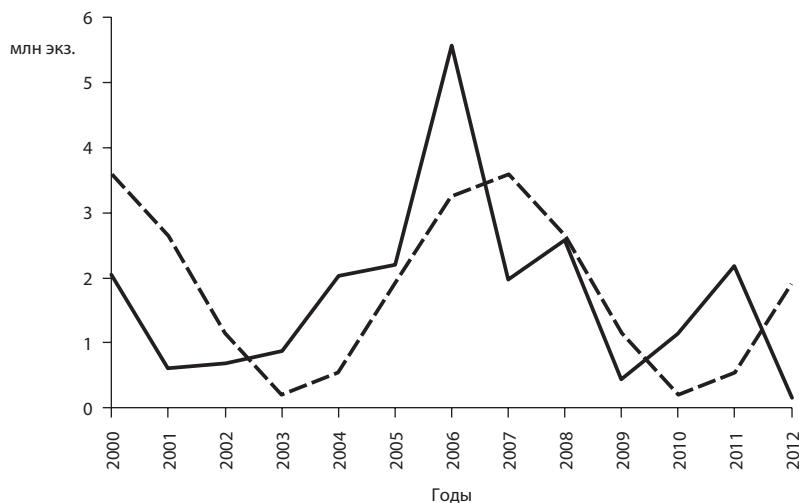


Рис. 7. Динамика эмпирических и модельных значений численности возрастной группы приморской трески — 4+.

По оси абсцисс — год рождения поколений; сплошная линия — эмпирические значения; пунктир — модельные значения. Остальные пояснения — в тексте

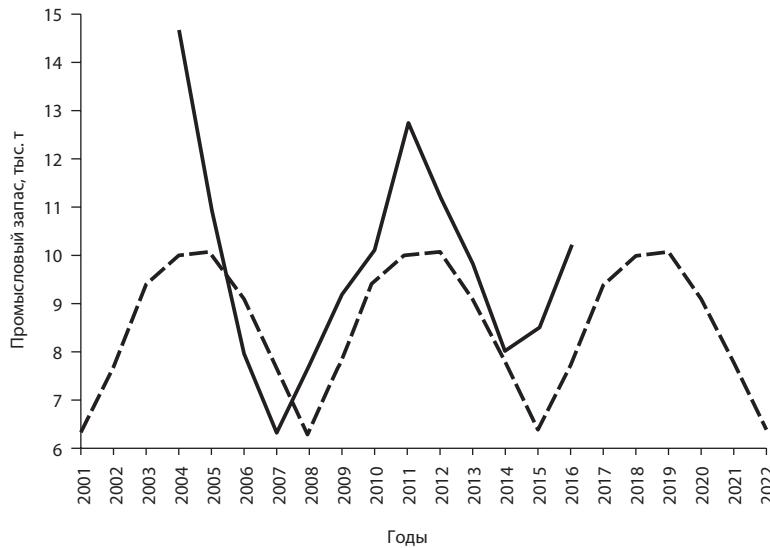


Рис. 8. Динамика промыслового запаса приморской трески.

Сплошная линия — эмпирические данные, слаженные по скользящей средней (три точки); пунктир — модельные

Предварительно эти значения были отнесены к определённому классу. Возрастные оценки, соответствующие разным классам, использовались как прогностические. Затем численные оценки смоделированных величин запаса преобразовывались в весовые. За промысловый запас мы принимали совокупность возрастных групп 4+ — 12+, поскольку при достижении полных четырёх лет треска становится половозрелой [Ким, 1998]. Коэффициент корреляции модельных и эмпирических

значений составил 0,459. При слаживании эмпирических данных по скользящей средней (по трём точкам) значение коэффициента корреляции повышается до 0,67. Разумеется, при таком весьма приблизительном подходе высокое соответствие и не могло проявиться. Вероятно, при наличии более длительного ряда наблюдений имелась бы возможность выделения большего количества классов и построения более точного прогноза. Однако на качественном уровне проявилась связь величины

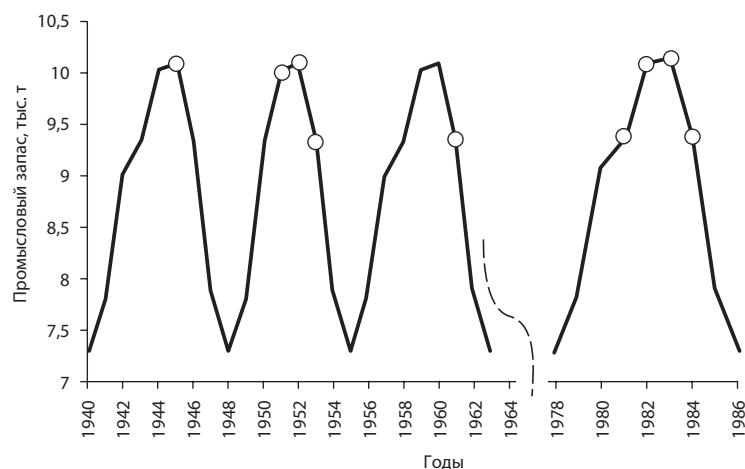


Рис. 9. Динамика модельных значений биомассы промыслового запаса приморской трески в периоды её интенсивного промысла и годы пиковых значений вылова.

Сплошная линия — биомасса запаса; пустые кружки соответствуют годам пиковых значений вылова трески.  
Остальные пояснения в тексте

годовых уловов трески с модельными величинами промыслового запаса (рис. 9). Получить точные количественные оценки представляет- ся затруднительным. Графики уловов трески, имеющиеся в литературе, весьма приблизительны, информативны не на всем протяжении и представлены разными районами северной части Японского моря [Гаврилов, 1998; Ким, 1998]. Представляется, что на этой акватории обитает единая популяция трески (об этом доказательно сказано Борцом [1997]). Скачкообразные изменения уловов при относительно постоянной интенсивности промысла (что возможно в сравнительно короткие отрезки времени) могут отражать тенденции в изменениях запасов. Периоды низкой интенсивности промысла были исключены из анализа. Поскольку величина запасов была определена для меньшей части акватории северной части Японского моря, то неудивительно, что в одном случае вылов был в два раза выше запаса (1945 г.), а в остальных сопоставим с величиной запаса. Следует иметь в виду и то, что амплитуда колебаний модельных значений промыслового запаса меньше чем в реальной ситуации. Самым значимым результатом прогностических исследований следует считать выявление периодичности в динамике численности трески. Длина периода здесь составляет 14 лет. Длина полупериода — от одного экстремального значения до другого — 7 лет. Продолжительность полупериода отражает биологическую особенность жизненного цикла трески. Самцы трески созревают в 3—4 года, в массе — в возрасте 4—5 лет. Самки — в возрасте 4—5 лет, в массе — 5—6 лет [Борец, 1997; Ким, 1998; Винников, 2008]. В оценках предельного возраста самок разнотений нет — 12+. В рассматриваемой выборке такой же предельный возраст. Вероятно, треска, дорастающая до 140 см [Панченко и др., 2016], имеет большую продолжительность жизни, но поимка таких рыб маловероятна. Возможно такие «долгожители» встречаются не в каждом поколении. Продолжительность жизни самцов у трески несколько меньше. По утверждению Борца [1997] треска крупнее 80 см практически полностью представлена самками. Возраст трески длиной 80 см может составлять 7+ — 9+. Винников [2008] считает, что самцы доживают до 11 лет.

Исходя из этих посылов, можно предположить, что максимальная продолжительность периода половозрелости у трески составляет 8 лет. Если ориентироваться на возраст массового полового созревания, то такой период должен быть на год меньше. Таким образом, смоделированный семилетний популяционный цикл соответствует периоду половозрелости одного поколения. Различающиеся на семь лет по возрасту поколения репродуктивно изолированы и могут иметь разный генетический облик.

Популяционные волны являются одним из факторов отбора, действие которого может быть весьма различным для разных популяций одного и того же вида [Тимофеев-Ресовский и др., 1977]. По мнению Никольского [1974 а], изменение численности популяций во многом определяется биотическими регуляторными механизмами. Регуляторные процессы можно квалифицировать как естественные, проходящие самопроизвольно. Скорее всего сама периодичность популяционных волн определяется естественными процессами, а изменение их амплитуды — наведёнными внешними, включающими абиотическую и биотическую составляющие [Зотин, Зотина, 1993]. В частности, у тихоокеанской сельди южного Приморья наблюдается чёткая функциональная связь между численностью и возрастом полового созревания. При высокой численности уменьшается скорость воспроизводства и начинается фаза падения численности. При низкой численности возрастает скорость воспроизводства и соответственно численность. Однако высокоурожайные поколения возникают только на фоне благоприятных внешних условий [Вдовин, Черноиванова, 2006].

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Основная трудность оценки запасов водных биоресурсов состоит в большом числе неопределённостей [Бабаян, 2015]. Диагностику конкретных особенностей описания той или иной моделью имеющихся в распоряжении исследователя данных следует начинать с выяснения свойств самих данных [Васильев, 2015]. Часто анализ данных сводится к стандартному набору определения статистических характеристик (в том числе и харак-

теристик распределения данных). При этом считается, что «наиболее обоснованным критерием достоверности результатов модельных расчётов служит их соответствие наблюдённым (фактическим) данным» [Бабаян, 2015 и многие др.]. Вопрос о соответствии наблюдённых (или даже стандартизованных фактических) данных реальной действительности обычно не ставится. Между тем, кривая улова без учёта селективности орудий лова не соответствует возрастному составу облавливаемой части популяции приморской трески (рис. 3). Использование дифференцированных коэффициентов уловистости позволяет нивелировать селективность трала, но не устраняет искажения данных, обусловленного особенностями распределения трески (рис. 4). Как правило, «причудливые возрастные зависимости» сглаживаются какой-либо функцией либо просто принимают во внимание [Васильев, 2015; Суханов, 2016 и др.]. В настоящем исследовании применялся стандартный способ сглаживания (на основании экспоненты и степенной функции), но при этом мы следовали постулату уменьшения численности поколения в течение его жизни. Вычислительные эксперименты выполнялись на поколениях, имеющих не менее четырёх убывающих возрастных оценок численности. Степенная функция наиболее адекватна эмпирическим данным. К ним относятся возрастные численные оценки, рассчитанные с использованием дифференцированных коэффициентов уловистости. Постулировалось, что такие оценки лучше отражают объективную реальность, не искажённую селективностью орудий лова. При диагностике модельных уравнений более показательными мы считали результаты регрессионного анализа. В отличие от корреляционного анализа интерпретация его результатов более адекватно отражает сущность предметной области. Конфигурация распределения параметров степенных регрессий позволила выделить пять классов поколений трески, два из которых были сведены в один класс.

Эти четыре класса выступали эталонами построения прогнозов возрастных оценок численности трески подзоны Приморья, южнее мыса Золотой. Два подхода, основанных на распознавании образов, позволили проэкзаме-

новать не только регрессии конкретных поколений, но и отдельные возрастные оценки численности. Отклонения модельных значений возрастных оценок от искомых классов были свойственны почти всем возрастам, за исключением четырёхгодовиков. В большинстве случаев соответствовали искомому классу возрастные оценки пяти-шестигодовиков. Можно с большой долей уверенности утверждать, что для прогноза этих возрастных групп, являющихся основой промыслового запаса, корректно использование степенной функции.

При конструировании алгоритма прогноза промыслового запаса трески нами использовались самые надёжные возрастные оценки возрастного класса 4+. Сглаживание этих данных по синусоидальной функции позволило выявить 14-летний период (рис. 7). В качестве прогностических оценок для остальных возрастов были использованы прогностические значения эталонных классов. В целом представленный нами простой ступенчатый механизм формирования прогноза оказался вполне удовлетворительным. Динамика биомассы реконструированного промыслового запаса оказалась сопоставимой с динамикой реальных уловов. При накоплении данных возможно создание большего количества эталонных классов, что позволит уменьшить дискретный шаг между прогностическими оценками, а также снизить погрешности прогнозирования.

Думается, что к теоретическим результатам данного исследования можно отнести биологическую интерпретацию уменьшения изменчивости численности трески по мере увеличения её возраста и периодичности колебаний её численности:

— высокой урожайности поколений соответствуют высокие темпы элиминации особей, что является регуляторным механизмом, стремящимся приблизить систему к меньшим флюктуациям для перехода её от неравновесного (нестационарного) состояния к равновесному (стационарному);

— смоделированный семилетний популяционный цикл соответствует периоду половозрелости одного поколения. Различающиеся на семь лет по возрасту поколения репродуктивно изолированы и могут иметь разный генетический облик.

**ЛИТЕРАТУРА**

- Бабаян В. К. 2015. О некоторых особенностях математического моделирования в сырьевых рыбохозяйственных исследованиях // Вопросы рыболовства. Т. 16. № 4. С. 428–439.
- Борец Л. А. 1985. Состав донных рыб на шельфе Охотского моря // Биология моря. № 4. С. 54–59.
- Борец Л. А. 1997. Донные ихтиоцены российского шельфа дальневосточных морей: состав, структура, элементы функционирования и промысловое значение. Владивосток: ТИНРО. 217 с.
- Борисов В. М. 2015. Динамика запаса трески Баренцева моря и современные меры регулирования её промысла // Труды ВНИРО. Т. 155. С. 20–30.
- Болч Б., Хуань К. Дж. 1979. Многомерные статистические методы для экономики. М.: Статистика. 317 с. (Bolch. B.W., Huang. C.J. 1974. Multivariate Statistical Methods for Business and Economics. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall. Carroll, J. D.).
- Васильев Д. А. 2015. Диагностика результатов применения моделей для оценки запасов // Вопросы рыболовства. Т. 16. № 4. С. 460–464.
- Вдовин А. Н. 1988. Многофакторный анализ смертности южного одноперого терпуга в водах Приморья // Изменчивость состава ихтиофауны, урожайности поколений и методы прогнозирования запасов рыб в северной части Тихого океана. Владивосток: ТИНРО. С. 122–126.
- Вдовин А. Н. 2000. Динамика уловистости рыб донным тралом в зависимости от размерного состава и плотности скоплений // Известия ТИНРО. Т. 127. С. 137–148.
- Вдовин А. Н. 2004. Распределение и состояние запасов тихоокеанской трески (*Gadus macrocephalus*) в водах Приморья // Гидрометеорология и гидрохимия морей. Т. 8. Японское море. Вып. 2. Гидрохимические условия и океанологические основы биологической продуктивности. С. 215–218.
- Вдовин А. Н. 2005. Изучение состояния запасов основных промысловых рыб в водах Приморья // Известия ТИНРО. Т. 141. С. 74–102.
- Вдовин А. Н. 2011. О возможности корректировки размерного и возрастного состава траловых уловов рыб // Рыбное хозяйство. № 6. С. 55–57.
- Вдовин А. Н., Швыдкий Г. В. 1993. Физиологические аспекты роста одноперого терпуга *Pleurogrammus azonus* в водах Приморья // Вопросы ихтиологии. Т. 33. № 1. С. 156–160.
- Вдовин А. Н., Антоненко Д. В. 2001. Состояние запасов пятнистого терпуга *Hexagrammos stelleri* в заливе Петра Великого // Вопросы ихтиологии. Т. 41. № 1. С. 56–61.
- Вдовин А. Н., Черноиванова Л. А. 2006. Многолетняя динамика некоторых параметров популяции тихоокеанской сельди *Clupea pallasii* (Clupeidae) залива Петра Великого // Вопросы ихтиологии. Т. 46. № 1. С. 54–61.
- Вдовин А. Н., Мизюркин М. А. 2011. Влияние параметров тралов на размерный состав и оценки обилия рыб // Рыбное хозяйство. № 1. С. 85–87.
- Вдовин А. Н., Соломатов С. Ф. 2013. Состояние и динамика запасов рыб в морских водах Приморья (Японское море) в 1983–2011 гг. // Исследования водных биологических ресурсов Камчатки и северо-западной части Тихого океана. Вып. 29. С. 92–103.
- Винников А. В. 2008. Тихоокеанская треска западной Камчатки: Биология, динамика численности, промысел. Автореф. дисс. ... канд. биол. наук. Владивосток: ИБМ ДВО РАН. 24 с.
- Гаврилов Г. М. 1998. Состав, динамика численности и промысел рыб в экономической зоне России и прилегающих водах Японского моря // Известия ТИНРО. Т. 124. С. 271–319.
- Зотин А. И., Зотина Р. С. 1993. Феноменологическая теория развития, роста и старения организмов. М.: Наука. 364 с.
- Калчугин П. В., Зуценко Ю. И., Нуждин В. А. 2004. Об особенностях распределения молоди трески *Gadus macrocephalus* (Gadidae) в заливе Петра Великого // Вопросы ихтиологии. Т. 44. № 6. С. 805–810.
- Кетков Ю. Л., Кетков А. Ю., Шульц М. М. 2005. MATLAB7: программирование, численные методы. СПб.: БХВ-Петербург. 752 с.
- Ким Сен Ток. 1998. Особенности биологии и численность тихоокеанской трески в водах западного побережья Сахалина и южных Курильских островов // Известия ТИНРО. Т. 124. С. 212–235.
- Коновалов С. М. 1980. Популяционная биология тихоокеанских лососей. Л.: Наука. 238 с.
- Мина М. В., Клевезаль Г. А. 1976. Рост животных. Анализ на уровне организма. М.: Наука. 291 с.
- Никольский Г. В. 1974 а. Теория динамики стада рыб как биологическая основа рациональной эксплуатации и воспроизводства рыбных ресурсов. М.: Пищевая пром-сть. 447 с.
- Никольский Г. В. 1974 б. Экология рыб. М.: Высшая школа. 357 с.
- Панченко В. В., Вдовин А. Н. 2005. Динамика численности снежного керчака *Myoxocephalus brandti* (Cottidae) в заливе Петра Великого (Японское море) // Вопросы ихтиологии. Т. 45. № 3. С. 389–394.
- Панченко В. В., Калчугин П. В., Соломатов С. Ф. 2016. Уточнение глубин обитания и максимальных

- размеров донных и придонных видов рыб в российских водах Японского моря // Вопросы ихтиологии. Т. 56. № 3. С. 264–283.
- Пианка Э. 1981. Эволюционная экология. М.: Мир. 400 с. (Pianka E. 1978. Evolutionary Ecology. New York, Hagerstown, San Francisco, London: Harper and Row, Publishers).
- Пригожин И., Кондепуди Д. 2002. Современная термодинамика. От тепловых двигателей до диссипативных структур. М.: Мир. 461 с. (Prigogine I., Kondepudi D. 1999. Modern Thermodynamics: From Heat Engines to Dissipative Structures. John Wiley & Sons. Chichester, New York, Weinheim, Brisbane, Toronto, Singapore).
- Пущина О.И. 2012. Питание и трофические связи демерсальных рыб зал. Петра Великого (Японское море) в летний период. Автореф. дисс. ... канд. биол. наук. Владивосток: ТИНРО-Центр. 24 с.
- Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпретация биологических показателей популяций рыб. М.: Пиц. пром-ть. 408 с. (Ricker W.E. 1975. Computation and Interpretation of Biological Statistics of Fish Population. Publishing Centre, Supply and Services Canada).
- Рикер У.Е. 1983. Количественные показатели и модели роста рыб // Биоэнергетика и рост рыб. М.: Лёгкая и пищевая пром-сть. С. 346–405. (Ricker W.E. 1979. Growth rates and model. Fish physiology. V. VIII. Bioenergetics and Growth. New York, San Francisco, London: Academic Press. A Subsidiary of Harcourt Brace Jovanovich, Publishers).
- Серебров Л.И. 1980. Определение коэффициента уловистости учетного трала по отношению к донным рыбам северо-западной Атлантики // Труды ПИНРО. Вып. 44. С. 101–108.
- Серебров Л.И. 1986. Исследование дифференцированной уловистости донных тралов подводными методами // Подводные рыбохозяйственные исследования. Мурманск: ПИНРО. С. 21–38.
- Серебров Л.И., Попков Г.В. 1982. Определение коэффициента уловистости донного трала с помощью БПА «Тетис» // Рыбное хозяйство. № 8. С. 59–61.
- Солбриг О., Солбриг Д. 1982. Популяционная биология и эволюция. М.: Мир. 488 с. (Solbrig O., Solbrig D. 1979. Introduction to Population Biology and Evolution. Addison-Wesley Publishing Company Reading, Massachusetts. Menlo Park, California London. Amsterdam Don Mills, Ontario. Sydney).
- Суханов В.В. 2016. Моделирование возрастного распределения рыб в уловах // Биология моря. Т. 42. № 2. С. 87–92.
- Тимофеев-Ресовский Н.В., Воронцов Н.Н., Яблонков А.В. 1977. Краткий очерк теории эволюции. М.: Наука. 297 с.
- Шилов И. А. 2001. Экология. М.: Высшая школа. 512 с.
- REFERENCES**
- Babayan V.K. 2015. O nekotorykh osobennostyakh matematicheskogo modelirovaniya v syr'evykh rybokhozyajstvennykh issledovaniyakh [Some Features of Mathematical Modeling in Fisheries Research] // Voprosy rybolovstva. Т. 16. № 4. С. 428–439.
- Borets L.A. 1985. Sostav donnykh ryb na shel'fe Okhotskogo morya // Biologiya morya. № 4. С. 54–59.
- Borets L.A. 1997. Donnye ikhtiotseny rossijskogo shel'fa dal'nevostochnykh morej: sostav, struktura, ehlementy funktsionirovaniya i promyslovoe znachenie. Vladivostok: TINRO. 217 s.
- Borisov V.M. 2015. Dinamika zapasa treski Barentseva morya i sovremennye mery regulirovaniya ee promysla [Dynamics of Stock and the Existing Harvest Control Rule of NEA Cod] // Trudy VNIRO. Т. 155. С. 20–30.
- Vasilyev D.A. 2015. Diagnostika rezul'tatov primeneniya modelej dlya otsenki zapasov [Diagnostics of the Results of Models Application for Fish Stock Assessment] // Voprosy rybolovstva. Т. 16. № 4. С. 460–464.
- Vdovin A.N. 1988. Mnogofaktornyj analiz smertnosti yuzhnogo odnoperogo terpuga v vodakh Primor'ya [Multi-factored of mortality of *Pleuronectes azonus* in Prymorye] // Izmenchivost' sostava ikhtiofauny, urozajnosti pokolenij i metody prognozirovaniya zapasov ryb v severnoj chasti Tikhogo okeana. [Variability of ichthyofauna composition yield year classes and forecasting techniques of fishes in western Pacific] Vladivostok: TINRO. С. 122–126.
- Vdovin A.N. 2000. Dinamika ulovistosti ryb donnym tralom v zavisimosti ot razmernogo sostava i plotnosti skoplenij [Dynamics of catching of fishes by bottom trawl in dependence on their sizes and density of congregations] // Izvestiya TINRO. Т. 127. С. 137–148.
- Vdovin A.N. 2004. Raspredelenie i sostoyanie zapasov tikhookeanskoy treski (*Gadus macrocephalus*) v vodakh Primor'ya // Gidrometeorologiya i gidrokhimiya morej. Т. 8. Японское море. Вып. 2. Gidrokhimicheskie usloviya i okeanologicheskie osnovy biologicheskoy produktivnosti. С. 215–218.
- Vdovin A.N. 2005. Izuchenie sostoyaniya zapasov osnovnykh promyslovykh ryb v vodakh Primor'ya [Studies of the stocks condition of the basic commercial fishes in the waters of Prymorye] // Izvestiya TINRO. Т. 141. С. 74–102.
- Vdovin A.N. 2011. O vozmozhnosti korrektirovki razmernogo i vozrastnogo sostava tralovykh ulovov ryb [On possibility to correct the size and age structure of fish in trawl catches] // Rybnoe khozyajstvo. № 6. С. 55–57.

- Vdovin A. N., Shvydkij G. V.* 1993. Fiziologicheskie aspekty rosta odnoperogo terpuga *Pleurogrammus azonus* v vodakh Primor'ya // Voprosy ikhtiologii. T. 33. № 1. S. 156–160.
- Vdovin A. N., Antonenko D. V.* 2001. Sostoyanie zapasov pyatnistogo terpuga *Hexagrammos stelleri* v zalive Petra Velikogo // Voprosy ikhtiologii. T. 41. № 1. S. 56–61.
- Vdovin A. N., Chernovanova L. A.* 2006. Mnogoletnaya dinamika nekotorykh parametrov populyatsii tikookeanskoy sel'di *Clupea pallasii* (Clupeidae) zaliva Petra Velikogo [Long-Term Dynamics of Certain Parameters of Pacific Herring *Clupea pallasii* (Clupeidae) In the Peter the Great Bay] // Voprosy ikhtiologii. T. 46. № 1. S. 54–61.
- Vdovin A. N., Mizyurkin M. A.* 2011. Vliyanie parametrov tralov na razmernyj sostav i otsenki obiliya ryb [Effects of trawl parameters on fish size composition and abundance estimates] // Rybnoe khozyajstvo. № 1. S. 85–87.
- Vdovin A. N., Solomatov S. F.* 2013. Sostoyanie i dinamika zapasov ryb v morskikh vodakh Primor'ya (Yaponskoe more) v 1983–2011 gg. [State and dynamics of Fish Stocks in the waters of Primorye (Japan Sea)] // Issledovaniya vodnykh biologicheskikh resursov Kamchatki i severo-zapadnoj chasti Tikhogo okeana. Vyp. 29. S. 92–103.
- Vinnikov A. V.* 2008. Tikhookeanskaya treska zapadnoj Kamchatki: Biologiya, dinamika chislennosti, promysel. Avtoref. diss. ... kand. biol. nauk. Vladivostok: IBM DVO RAN. 24 s.
- Gavrilov G. M.* 1998. Sostav, dinamika chislennosti i promysel ryb v ekonomicheskoy zone Rossii i prilegayushchikh vodakh Yaponskogo morya [Fish species composition, stocks dynamics and fisheries in Russian EEZ of the Japan Sea and adjacent waters] // Izvestiya TINRO. T. 124. S. 271–319.
- Zotin A. I., Zotina R. S.* 1993. Fenomenologicheskaya teoriya razvitiya, rosta i stareniya organizmov [Phenomenological theory of development, growth and aging]. M.: Nauka. 364 s.
- Kalchugin P. V., Zuenko YU.I., Nuzhdin V.A.* 2004. Ob osobennostyakh raspredeleniya molodi treski *Gadus macrocephalus* (Gadidae) v zalive Petra Velikogo [Specific Features of Distribution of Juvenile Cod *Gadus macrocephalus* (Gadidae) in Peter the Great Bay] // Voprosy ikhtiologii. T. 44. № 6. S. 805–810.
- Ketkov Yu. L., Ketkov A. Yu., Shul'ts M. M.* 2005. MATLAB7: programmirovaniye, chislennye metody. SPb.: BKHVPeterburg. 752 s.
- Kim Sen Tok.* 1998. Osobennosti biologii i chislennost' tikookeanskoy treski v vodakh zapadnogo poberezh'ya Sakhalina i yuzhnykh Kuril'skikh ostrovov [Peculiarities of biology and abundance of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) off the western Sakhalin and south Kuril Island] // Izvestiya TINRO. T. 124. S. 212–235.
- Konovalov S. M.* 1980. Populyatsionnaya biologiya tikookeanskikh lososej. L.: Nauka. 238 s.
- Mina M. V., Klevezal' G. A.* 1976. Rost zhivotnykh. Analiz na urovne organizma. M.: Nauka. 291 s.
- Nikol'skij G. V.* 1974 a. Teoriya dinamiki stada ryb kak biologicheskaya osnova ratsional'noj ehkspluatatsii i vosproizvodstva rybnykh resursov. M.: Pishchevaya prom-t'. 447 s.
- Nikol'skij G. V.* 1974 b. Ehkologiya ryb. M.: Vysshaya shkola. 357 s.
- Panchenko V. V., Vdovin A. N.* 2005. Dinamika chislennosti snezhnogo kerchaka *Myoxocephalus brandti* (Cottidae) v zalive Petra Velikogo (Yaponskoe more) [Population Dynamics of Myoxocephalus brandtii (Cottidae) in Peter the Great Bay (the Sea of Japan)] // Voprosy ikhtiologii. T. 45. № 3. S. 389–394.
- Panchenko V. V., Kalchugin P. V., Solomatov S. F.* 2016. Utochnenie glubin obitaniya i maksimal'nykh razmerov donnykh i pridonnykh vidov ryb v rossiskikh vodakh Yaponskogo morya [Specification of the Habitation Depths and Maximum Sizes for the Demersal Fish Species in the Russian Territorial Waters of the Sea of Japan] // Voprosy ikhtiologii. T. 56. № 3. S. 264–283.
- Pushchina O. I.* 2012. Pitanie i troficheskie svyazi demersal'nykh ryb zal. Petra Velikogo (Yaponskoe more) v letnjij period. Avtoref. diss. ... kand. biol. nauk. Vladivostok: TINRO-TSentr. 24 s.
- Serebров L. I.* 1980. Opredelenie koeffitsienta ulovistosti uchetnogo trala po otnosheniyu k donnym rybam severo-zapadnoj Atlantiki // Trudy PINRO. Vyp. 44. S. 101–108.
- Serebров L. I.* 1986. Issledovanie differentsirovannoj ulovistosti donnykh tralov podvodnymi metodami // Podvodnye rybokhozyajstvennye issledovaniya. Murmansk: PINRO. S. 21–38.
- Serebров L. I., Popkov G. V.* 1982. Opredelenie koeffitsienta ulovistosti donnogo trala s pomoshch'yu BPA «Tetis» // Rybnoe khozyajstvo. № 8. S. 59–61.
- Sukhanov V. V.* 2016. Modelirovaniye vozrastnogo raspredeleniya ryb v ulovakh [Age-distribution models for fish in catches] // Biologiya morya. T. 42. № 2. S. 87–92.
- Timofeev-Resovskij N. V., Vorontsov N. N., Yablokov A. V.* 1977. Kratkij ocherk teorii ehvolyutsii. M.: Nauka. 297 s.
- Shilov I. A.* 2001. Ehkologiya. M.: Vysshaya shkola. 512 s.

Поступила в редакцию 27.12.2016 г.  
Принята после рецензии 30.01.2017 г.

## Representativeness of sample of bottom trawl surveys at the example of cod pacific Japan Sea

*A.N. Vdovin<sup>1</sup>, A.N. Chetyrbotsky<sup>2</sup>, V.A. Nuzhdin<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> Pacific Fisheries Research Centre (FSBSI «TINRO-Centre»), Vladivostok

<sup>2</sup> Far East Geological Institute (FSBSI «FEGI FEB RAS»), Vladivostok

Pacific Cod *Gadus macrocephalus* is an important commercial species in northwestern Pacific. Its stocks in the marine waters of Primorye (Japan Sea) significantly underestimated because of the peculiarities of vertical distribution. Here a unit of stock stands Cod the southern part of the subzone of Primorye (South of the Golden Cape). In this area of the Japan Sea for the period 2004–2016 there are regular of bottom trawl surveys. Procedure is proposed for prediction of the commercial stock of cod, which is based on the modification of the abundance of age groups. On the base on sampling distribution estimates of the age groups is evaluated health procedure. It is noted that the high yield generations correspond to of high mortality rates of fish. The regulatory mechanism of this phenomenon seeks to bring the system to smaller fluctuations for the transition from non-equilibrium (non-stationary) state in the equilibrium (stationary). It is shown that the duration of the mature period of cod in the Japan Sea corresponds to a seven-year population cycle.

**Key words:** Pacific Cod *Gadus macrocephalus*, Japan Sea, catch ability coefficient, commercial stock, methods of recognition of images, forecast, regulatory mechanism.