

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<sub>в</sub> — ICES) и вдоль побережья Норвегии (зона II<sub>а</sub> — 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<sub>в</sub>) 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 занимает ведущее место в группе стран, промышленяющих 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.).

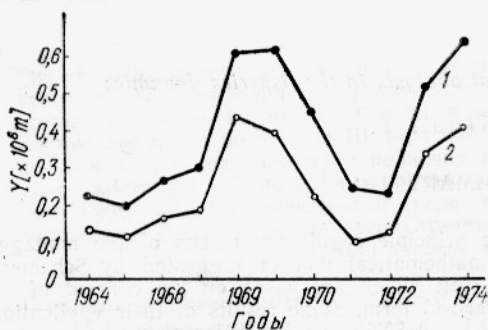


Рис. 1. Динамика уловов трески (в млн. т) в подрайоне I (ICES) с 1964 по 1974 г.:  
1 — общий вылов; 2 — уловы СССР

Данная работа выполнена на основе модели Бивертон и Холта [2] с использованием оригинальных данных по размерно-возрастному составу стада баренцево-морской трески, любезно предоставленных лабораторией донных рыб Северо-Восточной Атлантики ПИРО; 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;  
 $W_\infty$  — предельная теоретическая масса особи;  
 $K$  — коэффициент катаболизма;  
 $t_0$  — гипотетический возраст, при котором длина особи равна 0;  
 $t'_p$  — возраст вступления особи в промысел;  
 $\lambda$  — продолжительность промыслового периода, определяемая разностью между предельным встречаемым в уловах возрастом  $t_\lambda$  и  $t'_p$ ;  
 $n$  — целочисленный множитель, равный 0, 1, 2, 3;  
 $\Omega$  — 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  $k, t_0, \alpha_\infty$ .** 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  
Средние значения  $W_t$  и  $l_t$  для трески подрайона 1

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	$L_\infty$ , 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

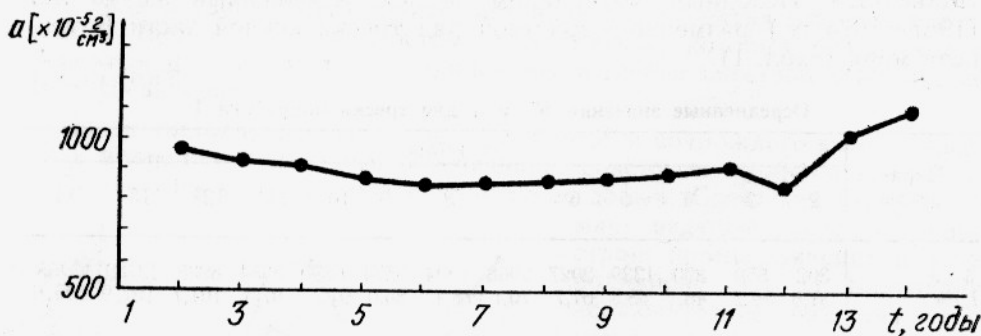
$K$	$t_0$ , годы	$L_\infty$ , см
По данным Пономаренко и Третьяка [3]		
0,0146	—1,021	222
По данным Лефранка [16]		
0,0886	+0,273	167

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

**Оценка  $W_\infty$ .** 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  $\bar{Z}_i$  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-

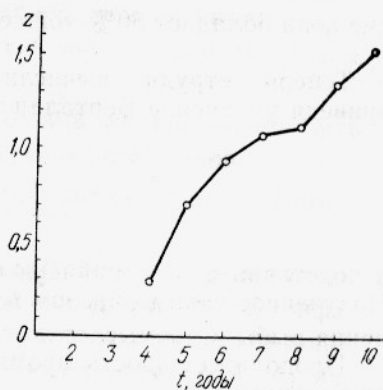


Рис. 3. Зависимость коэффициента общей смертности ( $Z$ ) от возраста ( $t$ )

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
Стандартизованное 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

$$p = \frac{1}{1 + e^{-(a l + b)}}$$

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 Бергаланфи к виду

$$t = \frac{K t_0 - \ln \frac{L_\infty - l_t}{L_\infty}}{K}$$

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  $\lambda$  оценивается по формуле

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

где  $t_\lambda$  — 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  $\Delta N$  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;  
 $\varphi_F$  и  $\varphi_M$  — 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

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

окончательно получим:

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

Подставив в полученную формулу числовые значения параметров, найдем, 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  $F_{\max}$   $f_{\max} = 175 \cdot 10^3$  ц.

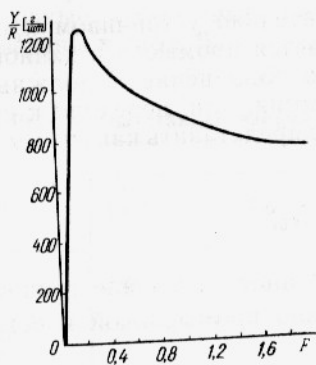


Рис. 4. Зависимость улова на единицу пополнения  $\left(\frac{Y_v}{R}\right)$  (в  $z$ ) от величины промысловой смертности ( $F$ )

## 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 Rorvik, 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/cm<sup>3</sup>. 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.