

## УЛОВИСТОСТЬ ЖАБЕРНЫХ СЕТЕЙ<sup>1</sup>

Канд. техн. наук Ю. А. ИЗНАНКИН

Впервые определения относительной и абсолютной уловистости были даны проф. Ф. И. Барановым еще в 1914 г. Под относительной уловистостью понималась относительная вероятность поимки рыбы, размер которой  $l$ . Абсолютная уловистость была определена как отношение числа рыб, прикоснувшихся к сети, к числу рыб, пойманных сетью [3]. Так как путей определения абсолютной уловистости отмечено не было, то в дальнейшем этот термин больше не употребляли. Для оценки работы сетей некоторые авторы пользовались величиной сравнительной уловистости, которая определяется отношением уловов двух сравниваемых сетей.

Величина улова сети зависит от многих обстоятельств, в том числе и от поведения рыбы, количества рыб, подошедших к сети, от внешних условий лова (течение, прозрачность воды и пр.), от ловающих свойств сети. Важно знать, какие из ловающих свойств остаются постоянными или изменяются очень медленно, а какие значительно изменяются в зависимости от условий лова. С этой целью полезно вернуться к рассмотрению абсолютной уловистости.

### АБСОЛЮТНАЯ УЛОВИСТОСТЬ

Предположим, что к установленной в водоеме сети направлялось  $N''$  рыб, прикоснется  $N'$  рыб, из которых пойманными окажутся лишь  $N$ .

Сеть характеризуется цветом, размером ячеи, толщиной нити, материалом нити. Очевидно, эти особенности определяют два рода воздействия сети на рыбу: это, во-первых, механическое, заключающееся в захватывании и удержании сетью рыбы, прикоснувшейся к ней; во-вторых, психологическое (в отличие от механического), определяющее количество прикоснувшихся к сети рыб из всего числа рыб, направляющихся к ней.

Абсолютную уловистость, обуславливающуюся факторами механического воздействия (в дальнейшем будем называть ее уловистостью первого рода), можно записать так

$$|\omega| = \frac{N}{N'}$$

Абсолютную уловистость, обуславливающуюся факторами психологического воздействия (будем называть ее уловистостью второго рода), запишем так

$$|\tau| = \frac{N'}{N''}$$

<sup>1</sup> Более детально материал изложен в Трудах Балтниро, вып. 3.

Тогда общая абсолютная уловистость

$$|\gamma| = \frac{N}{N''} = \frac{N}{N'} \cdot \frac{N'}{N''} = |\omega| |\tau|.$$

Величина  $\tau$ , очевидно, в большой степени зависит как от физиологического состояния рыб, с чем связано ее поведение и соответственно степень реагирования на обнаруженную сеть, так и от условий лова, с чем связана заметность самой сети в воде. Поэтому при определениях сравнительной уловистости второго рода необходимо отмечать, для каких условий лова это имело место. Из факторов, влияющих на уловистость второго рода и относящихся к сети, можно отметить цвет сети и толщину нити [1, 6]. Считают, что рыба ловится тем лучше, чем менее заметна сеть. Посадочные коэффициенты в этом отношении вряд ли имеют значение (конечно, в определенных пределах — вытянутая жгутом сеть вообще перестанет ловить). Недостаточно ограничиваться факторами, воздействующими на рыбу лишь посредством зрительного аппарата, ибо у нее имеются органы слуха, обоняния, ощущения токов воды (боковая линия).

Если нет веских оснований предполагать, что величина  $|\tau|$  в какой-то мере зависит от размерного состава облавливаемой стаи рыб, то величина  $|\omega|$  явно и в большой степени зависит от него. Обуславливается это избирательностью сетей. Таким образом, приведенное определение уловистости первого рода не имеет ценности, так как величина  $|\omega|$  может изменяться в очень широких пределах в зависимости от неизвестных условий лова (например, от размерного состава облавливаемой стаи рыб).

Учитывая избирательность жаберных сетей, следует рассматривать не общее отношение  $\frac{N}{N_1} = |\omega|$ , а подобные ему, относящиеся к рыбам определенного размера.

Во время лова к сети прикоснулось  $N'$  рыб. Размерный состав их был  $n'_1, n'_2, n'_3, \dots, n'_k, \dots, n'_m$ , где  $n'_i$  определяет величину класса, включающего рыб размером от  $l + (i - 1)\Delta l$  до  $l + i\Delta l$ , причем  $\sum_{i=1}^{i=m} n'_i = N'$ .

Состав улова с тем же интервалом класса оказался соответственно  $n_1, n_2, n_3, n_4, \dots, n_k, \dots, n_m$ . Индексом  $k$  обозначен класс, включающий размер рыб, наиболее подходящий для сети. Успешность поимки рыбы зависит от размеров ее, поэтому рыбы из размерных классов 1, 2, 3 ... будут неодинаково успешно ловиться сетью. В пределах какого-либо одного класса, где представлены рыбы приблизительно одинаковых геометрических размеров, будут пойманы не все рыбы из прикоснувшихся к сети. В этом случае невозможно отдать предпочтение поимке каких-то определенных рыб и приходится считать поимку отдельной рыбы случайностью (случайностью в том отношении, что поймана именно эта рыба, а не другая такая же); поимку рыбы из определенного размерного класса надо считать величиной вероятной; вероятность поимки рыбы из размерного класса принимаем равной

$$y'_i = \frac{n_i}{n'_i}.$$

В общем случае, если размерный состав облавливаемой стаи рыб выражается  $n' = \Phi(l)$ , состав улова  $n = \psi(l)$ , гипотетически распределяя рыб по размерным классам и определяя величины  $n'_i$  и  $n_i$ , фактически определяем площади  $F_1$  и  $F_2$  (рис. 1) и среднее значение

$$y'_i = \frac{n_i}{n'_i}.$$

В пределе получим

$$Y' = \frac{\psi(l)}{\Phi(l)} = f(l).$$

Следует отметить, что  $f(l)$  не является плотностью вероятностей, ибо для каждого значения  $Y_1, Y_2, Y_3$  число возможных случаев различно.

Разделив  $f(l)$  на величину  $|v| = f(l_k)$ , получим кривую избирательности (относительной уловистости) сети

$$Y = \varphi(l) \text{ и } Y' = |v| \varphi(l).$$

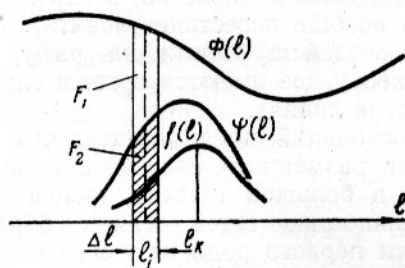


Рис. 1. График, характеризующий уловистость первого рода

Таким образом, уловистость первого рода определяется формой и параметрами кривой избирательности и величиной коэффициента  $|v|$ .

### СРАВНИТЕЛЬНАЯ УЛОВИСТОСТЬ

При облове сетью стаи рыб, размерный состав которых определяется некоторой функцией  $\Phi(l)$ , улов сети (в шт. рыб) можно определить как

$$N = \int_0^{\infty} \Phi(l) |\tau| |v| \varphi(l) dl.$$

Сравнительную уловистость двух сетей определяют отношением уловов их

$$\frac{\int_0^{\infty} \Phi(l) |\tau_1| |v_1| \varphi_1(l) dl}{\int_0^{\infty} \Phi(l) |\tau_2| |v_2| \varphi_2(l) dl}.$$

Изменяющаяся в зависимости от условий лова величина  $|\tau|$  изменяется, вероятно, и в зависимости от улова сети, ибо психологическое действие пустой сети, имеющей небольшой улов, и сети с обильным уловом на вновь подходящих рыб будет, вероятно, различным. Можно ожидать, что во время эксплуатации сети постепенно изме-

няется и величина  $|\nu|$ . Однако, рассматривая некоторые средние величины их для конкретного случая лова, можно написать

$$\frac{|\tau_1| |\nu_1| \int_0^{\infty} \Phi(t) \varphi_1(t) dt}{|\tau_2| |\nu_2| \int_0^{\infty} \Phi(t) \varphi_2(t) dt}$$

Если  $\varphi_1(t) = \varphi_2(t)$ , получим

$$\frac{N_1}{N_2} = \frac{|\tau_1|}{|\tau_2|} \cdot \frac{|\nu_1|}{|\nu_2|} = \tau\nu = \eta.$$

т. е. сравнительная уловистость равна отношению уловов сетей. Если нет уверенности, что  $\varphi_1(t) = \varphi_2(t)$  (например, при сравнении капроновых и хлопчатобумажных сетей), то нельзя быть уверенным, что отношение уловов представляет сравнительную уловистость. В этом случае величина отношения уловов связана с различием кривых избирательности, а следовательно, зависит от размерного состава облавливаемых рыб. Таким образом, с точки зрения уловистости каждую сеть следует характеризовать тремя величинами  $\tau$ ,  $\nu$ ,  $\varphi(t)$ .

### ИЗБИРАТЕЛЬНОСТЬ СЕТЕЙ

Впервые явление избирательности было объяснено проф. Ф. И. Барановым еще в 1914 г. Рассматривая взаимодействие сил при попадании рыбы в ячею, Ф. И. Баранов показал, что успешность поимки рыбы сетью зависит от соотношения ее размера и размера ячеи сети. Пользуясь принципом механического подобия, он нашел, что оптимальный для сети размер рыб пропорционален шагу ячеи сети  $a = k_1 L$ , где  $L$  — длина рыбы. Ф. И. Баранов дает два метода определения коэффициента  $k$ . Первый из них [3, 6] основывается на допущении о симметричности кривой уловистости, второй [6] — на статистике величин  $\frac{S}{4a}$ , где  $S$  — наибольший обхват рыбы,  $4a$  — периметр ячеи, пойманной ее. Допустив, что кривая избирательности подобна кривой Гаусса, Ф. И. Баранов представляет ее в общем виде не зависящей от ячеи сети  $y = e^{-h^2 \left( \frac{l-l_0}{l_0} \right)^2}$  и дает метод определения меры точности  $-h$  [3].

По определению Ф. И. Баранова [6], для каспийских сельдей  $h=12$ , для воблы  $h=16,5$ .

Им же определены значения коэффициента  $k_1$  для окуня и воблы (0,15) и для каспийских сельдей (0,125).

Ф. И. Баранов считает, что оптимальное значение  $\frac{S}{4a}$  приблизительно одинаково для разных пород рыб и равно 1,25. Несколько иные значения коэффициента  $k_1$  получены А. Ф. Лексуткиным [1]: для воблы 0,18, для долгинской сельди 0,12, для большеглазого пузанка 0,15, для аграханской сельди 0,122 и для каспийского пузанка 0,145. По А. Ф. Лексуткину, получается, что периметр ячеи должен составлять 75—80% от наибольшего обхвата рыбы, т. е.  $\frac{S}{4a} = 1,33—1,25$ .

Кроме упомянутого общезвестного взгляда на природу избирательности сетей, существуют и другие взгляды. Так Г. Р. Fagan [15] считает, что сетью одинаково хорошо ловятся все рыбы, имеющие максимальный обхват немного больше периметра ячеи и обхват у конца



жаберных крышек немного меньше периметра ячеек. В этом случае верхняя часть кривой уловистости изобразится отрезком прямой, параллельной оси абсцисс. Однако в результате некоторого различия в форме тела отдельных (одной породы) рыб (различный экстерьер) форма кривой искажается. Согласно данным Г. Р. Фаган форма ее обуславливается главным образом различием экстерьера и зависит от размерного состава облавливаемых рыб.

В сети всегда имеется разница в размерах ячеек, на что указывалось ранее [3]. Ю. Т. Губенко [7] утверждает, что форма кривой избирательности определяется, в первую очередь, неравномерностью ячеек сети. Он же считает, что периметр ячеек ивасевых сетей должен быть на 10% меньше наибольшего обхвата рыбы и приводит зависимость  $a=0,1075L$ , не указывая, как получена величина 0,1075.

Проф. Ф. И. Баранов, хотя и упоминает о влиянии неравномерности ячеек [3] и экстерьера рыб [6], но не дает способа учета их.

### Влияние неравномерности ячеек на избирательность сети

Так как неравномерность ячеек возникает в результате влияния множества незначительных причин, то естественно предположить, что характеризуется она нормальным законом распределения случайных величин.

Характеристика неравномерности ячеек сетей приведена в табл. 1.

Таблица 1

Средний периметр ячеек $4 a_0$ в мм	Среднее квадратическое отклонение $\sigma_c$ в мм	Коэффициент вариации $V_c = \frac{\sigma_c}{4 a_0} \cdot 100\%$	Оценка по критерию Пирсона $P(\chi^2)$	Оценка по критерию Колмогорова $P(\lambda)$	Количество измерений
117	4,9	4,2	0,47	1,0	122
131	5,9	4,5	0,7	1,0	124
145	5,9	4,1	1,0	1,0	75
130	6,0	4,6	0,13	1,0	165
127	3,8	3,0	0,09	0,76	212

Следует учитывать, что рыба может подойти к ячейке любого размера. Вероятность подхода ее к ячейке, размер которой не выходит за пределы  $a_x; a_x + da_x$ , если средний размер ячеек в сети  $a_0$ , будет

$$P_1 = \frac{h_c}{\sqrt{\pi}} e^{-h_c^2 (a_x - a_0)^2} da_x,$$

$$h_c = \frac{1}{\sigma_c a_0 \sqrt{2}}.$$

Вероятность поимки рыбы размера  $l$  ячеек с размером  $a_x; a_x + da_x$  определится по формуле

$$\frac{h_c}{\sqrt{\pi}} |v| e^{-h^2 \left(\frac{l-l_x}{l_x}\right)^2} e^{-h_c^2 (a_x - a_0)^2} da_x.$$

Вероятность поимки рыбы размером  $l$  сетью с неравномерной ячейкой будет

$$y' = \frac{h_c}{\sqrt{\pi}} \int_{a_0 - \varepsilon}^{a_0 + \varepsilon} |v| e^{-h^2 \left(\frac{l-l_x}{l_x}\right)^2} e^{-h_c^2 (a_x - a_0)^2} da_x.$$

По теории жаберного лова, основывающейся на принципе механического подобия, оптимальный размер рыб  $l_x$  для ячеи  $a_x$  определяется из прямолинейной зависимости  $a_x = kl_x$ . Практически наблюдаются некоторые отклонения от прямолинейности [3], но в пределах изменения размеров ячеек в одной сети можно считать справедливой прямолинейную зависимость. В пределах  $a_0 + 3\sigma_c$  содержится 99,7% всех возможных случаев [9], поэтому в общем виде можно записать

$$y' = \frac{hc_1}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} |\nu| e^{-h^2 \left(\frac{l-l_x}{l_x}\right)^2 - hc_1 (l_x - l_0)^2} dl_x. \quad (1)$$

Величина  $|\nu|$  в пределах одной сети изменяется незначительно. Поэтому независимо от формы кривой  $|\nu| = R \frac{d}{dx}$  в этом случае ее можно приближенно интерполировать прямой. А так как нас интересует кривая относительной уловистости (избирательности), то эту прямую можно характеризовать лишь углом наклона  $\text{tg } \alpha$ . Анализ уравнения (1) показывает, что допустимы некоторые упрощения, в результате которых оно приводится к виду

$$y' = \frac{hc_1 |\nu|}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-h_1^2 (l-l_x)^2 - hc_1 (l_x - l_0)^2} dl_x. \quad (2)$$

или:

$$y' = \frac{hc_1 |\nu|}{\sqrt{h_1^2 + hc_1}} e^{-H_1^2 (l-l_0)^2},$$

где  $H_1 = \frac{h_1 hc_1}{\sqrt{h_1^2 + hc_1}}$ .

Если кривую избирательности выражать как и прежде в относительных единицах

$$y' = e^{-H^2 \left(\frac{l-l_0}{l_0}\right)^2},$$

где  $H = H_1 l_0$ , то в этом случае коэффициент вариации  $v_H$  будет равен среднему квадратическому отклонению  $\sigma_H$ .

Таким образом, кривая избирательности сети с разной ячейей подобна кривой избирательности ячеек, но имеет меньшую меру точности.

На рис. 2 приведена кривая I избирательности ячеек по осредненным данным проф. Ф. И. Баранова ( $h=13,3$ ). Там же приведены кривые II, III избирательности сети с неравномерной ячейей ( $v_c = 10\%$ ), построенные по данным графоаналитического решения уравнения (1) для  $\text{tg } \alpha = 0$  и  $\text{tg } \alpha = 0,1$ . Точками нанесена кривая, полученная из решения уравнения (2). Из рис. 2 видно, насколько значительно изменяется кривая избирательности от неравномерности ячеек. Можно также видеть допустимость упрощений для перехода от уравнения (1) к (2).

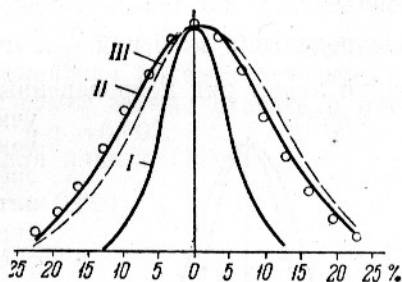


Рис. 2. Кривые, характеризующие влияние неравномерности размера ячеек

## Влияние экстерьера рыб на избирательность сети

Из литературных источников известно, что избирательность сетей проявляется по отношению к длине, обхвату, весу рыб [6, 14, 15, 16, 18]. Как следствие этого избирательность проявляется также по отношению к возрасту и полу [13, 14, 16].

По теории жаберного лова, базирующейся на принципе механического подобия и полагающей соблюдение геометрического подобия рыб, не столь важно, что брать в качестве характерного размера:  $l$ ,  $L$  или обхват  $S$ , так как  $S = bL$ . Фактически значения коэффициента пропорциональности  $b$  варьируют. Эмпирический материал, полученный для атлантической сельди, показывает, что распределение  $b$  можно считать происходящим по нормальному закону [ $v_b = 4\%$ ,  $P(\chi)^2 = 0,96$ ].

При учете влияния экстерьера важно установить первопричинную избирательность.

По теории жаберного лова рыба ловится лучше всего в том случае, если пройдет в ячею до сечения с конусностью  $\beta_0$ , что зависит от соотношения между периметром ячеи  $4a$  и обхватом в этом сечении  $S$ . При неточности геометрического подобия между рыбами местоположение сечения  $S_k$  может изменяться. Это выразится в изменении отношений  $\frac{S_k}{S}$ , где  $S$  — наибольший обхват рыбы. Обычно  $S_k$  незначительно отличается от  $S$ . Поэтому даже при больших отклонениях значений  $\frac{S}{L} = b$  от среднего  $b_0$  отклонение значения  $\frac{S_k}{S}$  от среднего будет гораздо меньше. Очень трудно найти, да и нет смысла искать, закон распределения значений  $\frac{S_k}{S}$ , ибо в самой основе приведенных рассуждений лежит ряд непроверенных допущений. В теории жаберного лова

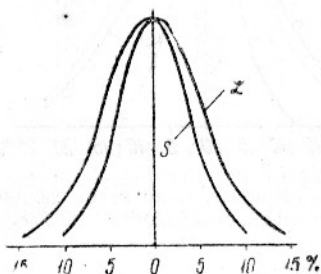


Рис. 4. График, характеризующий влияние экстерьера рыб

учитывается лишь основная причина и не учитывается ряд других причин (снятие внешних покровов рыбы и врезание в них нитей ячеи, трение нити о тело рыбы, скручивание нитей ячеи при протискивании сквозь нее рыбы и т. д.), которые должны как-то сказываться при лове. Наибольшее значение имеет избирательность по отношению к обхвату рыб, и наиболее благоприятные условия поимки рыбы определяются величиной  $\frac{S}{4a} = \chi_0$ .

Как отмечалось, значения  $b$  распределяются по нормальному закону. В теории вероятностей доказывается [13], что если значения аргумента линейной функции  $S = bL$  распределяются по нормальному закону, то значения функции так же распределяются по нормальному закону, но с другой мерой точности.

Таким образом, если кривая уловистости по отношению к обхвату рыб подобна кривой Гаусса, то, учитывая различие экстерьера рыб (неточность геометрического подобия), уловистость по отношению к длине рыб можно выразить подобной же кривой, но с меньшей мерой точности. Суждения об избирательности по длине рыб получаются более расплывчатыми, чем об избирательности по обхвату. На рис. 4 приведена кривая избирательности по обхвату и соответствующая ей кривая избирательности по длине.

## ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ ДАННЫЕ ОБ ИЗБИРАТЕЛЬНОСТИ СЕЛДЯНЫХ ДРИФТЕРНЫХ СЕТЕЙ СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКИ

Работы по определению избирательности хлопчатобумажных сельдяных дрефтерных сетей были проведены нами летом и осенью 1954 г. в Северной Атлантике на СРТ-416 управления «Мурмансельдь».

При определении избирательности приходится решать две задачи: во-первых, определение моды кривой избирательности, что сводится к определению коэффициента  $k$  зависимости  $a=kl$  и, во-вторых, определение формы и параметров этой кривой.

**Измерения.** Из сетей вырезали ячейки вместе с пойманными в них рыбами. Измеряли периметр ячеек, поймавшей рыбу, наибольший обхват рыбы, длину ее (от конца рыла до развилки хвостового плавника).

Длину измеряли металлической линейкой. Для определения точности измерений многократно измеряли длину одной и той же рыбы. В результате получили среднее квадратическое отклонение отдельного измерения  $\sigma=0,7$  мм. Предельная абсолютная ошибка  $\epsilon_{np}=2$  мм и предельная относительная ошибка  $\delta_{np}<1\%$ .

Обхват измеряли с помощью тонкой целлулоидовой пластинки. Для определения точности измерений многократно измеряли обхват одной и той же рыбы различными способами и получили среднее квадратическое отклонение отдельного измерения пластиной  $\sigma=0,5$  мм. Предельная абсолютная ошибка  $\epsilon_{np}\approx 2$  мм и предельная относительная ошибка  $\delta_{np}\approx 1\%$ .

**Влияние ошибок измерений.** Рассмотрим это на примере  $\frac{S}{L}$ . Среднее квадратическое отклонение абсолютной ошибки измерения обхвата  $\sigma_{\epsilon, S}=0,5$  мм и относительной  $\sigma_{\delta, S}=0,003$ . Приближенно можно считать, что в пределах изменения обхвата относительная ошибка остается постоянной. То же самое можно сказать и про ошибки измерения длины:  $\sigma_{\epsilon, L}=0,7$  мм,  $\sigma_{\delta, L}=0,002$ .

Среднее квадратическое отклонение для нашего случая

$$\sigma_{\delta, S/L} = 10^{-3} \sqrt{3^2 + 2^2} = 0,004.$$

Эмпирически определенное распределение

$$b = \frac{S}{L}$$

выражается в виде

$$\frac{h_9}{\sqrt{\pi}} e^{-h_9^2 (b-b_0)^2},$$

где  $h_9 = \frac{1}{\sigma_9 \sqrt{2}}$  — эмпирически определенная мера точности;

$$b_0 \text{ — среднее значение } \frac{S}{L}.$$

Здесь сказываются ошибки в определении  $b = \frac{S}{L}$ .

Для любого значения  $b$  закон распределения ошибок будет

$$\frac{h_{\delta, S/L}}{\sqrt{2}} e^{-h_{\delta, S/L}^2 \left( \frac{b-b_x}{b_x} \right)^2},$$

где:  $b$  — вычисленное значение  $\frac{S}{L}$ ;

$b_x$  — действительное значение (без ошибок измерений).



Для приближенной оценки влияния ошибок можно сделать предположение, обратное сделанному ранее, но, учитывая небольшой интервал изменения  $L$  и  $S$ , допустимое. Это допущение заключается в том, что абсолютная ошибка измерений не зависит от абсолютных значений  $S$  и  $L$ . Тогда закон распределения ошибок представится проще

$$\frac{h_{\epsilon, S/L}}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2_{\epsilon, S/L} (b-b_x)^2}.$$

Имеем случай, полностью подобный разобранным ранее для избирательности сети с неравномерной ячейей. Среднее квадратическое отклонение действительного распределения  $\frac{S}{L}$  определится по формуле

$$\sigma_x = \sqrt{\sigma_a^2 - \sigma_{\epsilon, S/L}^2}.$$

Из опытов было определено  $\sigma_a = 0,022$ ;  $b_0 = 0,535$ ;

$$\sigma_{\epsilon, S/L} = b_0 \sigma_{\epsilon, S/L} = 0,535 \cdot 0,004 = 0,002.$$

Тогда

$$\sigma_x = 10^{-3} \sqrt{22^2 - 2^2} = 0,022.$$

Аналогичные подсчеты показывают, что влияние ошибок измерений на распределение  $\frac{S}{4a}$  и др. также незначительно.

Оптимальный для сети размер атлантической сельди. В табл. 2 приведено суммарное из ряда уловов различных сетей распределение частот  $\frac{S}{4a}$ .

Таблица 2

$\frac{S}{4a}$	1,02	1,07	1,12	1,17	1,22	1,27	1,32	1,37	1,42	1,47	1,52	1,57
Количество измерений . . . . .	1	32	94	170	95	69	62	34	17	9	5	1
Частоты в % . . . . .	0,2	5,4	16,0	28,9	16,1	11,7	10,5	5,8	2,9	1,5	0,8	0,2

Распределение  $\frac{a}{L}$  для тех же уловов приведено ниже.

$\frac{a}{L}$	0,089	0,094	0,099	0,104	0,109	0,114	0,119		0,129	0,134
---------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--	-------	-------

Количество измерений . . . . .	8	21	54	99	143	218	109	18	4	1
--------------------------------	---	----	----	----	-----	-----	-----	----	---	---

По модам частот этих распределений легко определить коэффициенты  $k_1$  и  $k_2$  зависимостей  $a = k_2 S$  и  $a = k_1 L$ . Значения этих коэффициентов вполне согласуются друг с другом:  $k_2 = 0,214$ ,  $k_1 = 0,114$ . Какова же точность определения их?

Прежде всего необходимо отметить, что нельзя быть совершенно уверенным в отсутствии превалирующего влияния какого-либо отдельного фактора на распределение  $\frac{S}{4a}$ . Поэтому хорошо иметь хотя бы доказательство того, что мода  $\frac{S}{4a}$  не может переместиться в один из соседних классов ( $\frac{S}{4a} = 1,12$  или  $1,22$ ).

Рассмотрим частоты  $\frac{S}{4a}$ , выраженные в процентах от общего числа измерений. Если пренебречь возможным влиянием упомянутого превалирующего фактора, то частностью  $\frac{m}{M}$  будет определяться неизвестная для нас вероятность  $P$  события (того или иного значения  $\frac{S}{4a}$ ). Пользуясь теоремой Лапласа, можно с любой достоверностью  $Q$  определить предельную величину разности  $\frac{m}{M} - P = \varepsilon$ . При числе измерений  $M=589$   $\varepsilon = \sqrt{\frac{\alpha^2}{M} 2Pq}$  аргумент интеграла вероятностей  $\alpha$  определяется по  $Q$  из специальных таблиц [11]. Задаваясь достоверностью  $Q=0,98$ , находим  $\alpha=1,64$ . Так как величины  $P$  и  $q$  неизвестны, берем наихудший случай  $Pq=0,25$ . Определяем  $\varepsilon = \frac{\alpha}{\sqrt{2M}} = \frac{1,64}{\sqrt{2 \cdot 589}} = 0,05$ , или 5%. Таким образом, частость оптимальных значений  $\frac{S}{4a}$  лежит в пределах 24—34%. Предельная ошибка частостей прилегающих классов будет такой же и пределы значений их 11—21%. При наихудшем случае мода значений  $\frac{S}{4a}$  остается равной 1,17. Достоверно, следовательно, что оптимальное значение  $\frac{S}{4a}$  лежит в пределах класса, серединой которого является  $\frac{S}{4a} = 1,17$ .

Тогда  $\left(\frac{S}{4a}\right)_0 = 1,17 \pm 0,02$ , или  $\left(\frac{S}{4a}\right)_0 = 1,17 \pm 2\%$ .

Отсюда  $k_2 = 0,214 \pm 2\%$  и  $k_1 = 0,114 \pm 2\%$ .

Значение  $k_1 = 0,114$  в связи с изменением экстерьера ( $b_0$ ) рыб (атлантической сельди) в течение года является справедливым лишь для конца августа и сентября.

Кривая избирательности. В приведенном выше распределении частот  $\frac{S}{4a}$  явно определяется наличие скошенности. На причину ее указывают результаты специальных измерений. При этих измерениях зафиксировано два, ранее уже отмечавшихся [2, 3, 6] вида попадания сельди в сеть. Во-первых, рыба застревает в ячее телом; этому случаю соответствует оптимальное значение  $\frac{S}{4a} = 1,17$ . Во-вторых, рыба удерживается в ячее, просунув в нее голову и зацепившись за нити ячее жаберными крышками; этому случаю соответствует оптимальное значение  $\frac{S}{4a} \approx 1,32$ .

На рис. 5 изображены примерно разделенные частоты  $\frac{S}{4a}$ . Штриховкой выделены случаи, относящиеся к лову за жаберные крышки.

Зацепление за сеть жаберными крышками носит случайный характер. Удерживается, однако, рыба лучше всего при определенном соотношении периметра ячее и обхвата у конца жаберных крышек. Если периметр ячее очень велик, то рыба может протиснуться дальше и быть пойманной нормальным образом или пройти сквозь ячей, или отойти назад. Такой же ход рассуждений, как и для обычного случая [3], приводит к выводу, что кривая уловистости сети получается в результате наложения одна на другую двух кривых уловистости — основной (первый случай лова) и дополнительной. При этом для дополнительной кривой имеется не меньше оснований, чем для основной,

предположить, что она подобна кривой Гаусса. Таким образом, придется принять положение, что в основе суммарных частот  $\frac{S}{4a}$  лежат две кривые нормального распределения, наложенные одна на другую.

На рис. 6 приведена полученная кривая избирательности. Пунктирными линиями показаны составные части кривой. По имеющимся данным, параметры кривой не зависят от толщины нити.

Для перехода от избирательности по обхвату к избирательности по длине рыб и для учета неравномерности ячеи кривую избирательности следует разделить на составные части — основную и дополнительную, проделать для них необходимые вычисления и затем опять сложить. Однако для дополнительной кривой допустимость таких пересчетов является сомнительной. Для основной кривой избирательность

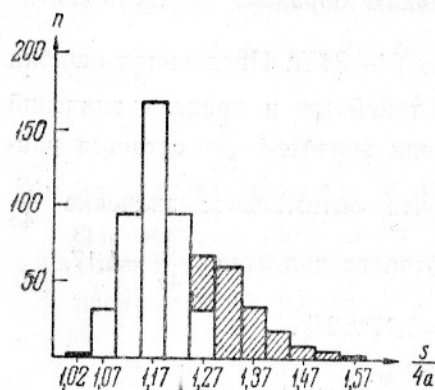


Рис. 5. Разделенные частоты  $\frac{S}{4a}$

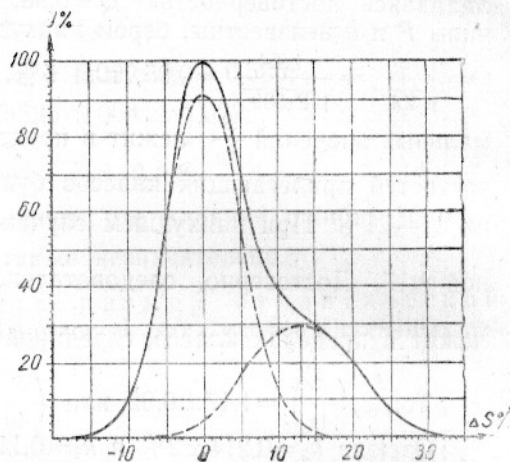


Рис. 6. Кривая относительной уловистости

по обхвату считают первопричинной, исходя из допущения, что  $\frac{S_k}{S} = \text{const}$ , где  $S_k$  — обхват в сечении с оптимальной конусностью. Для дополнительной кривой трудно сделать допущение, что  $\frac{S_\lambda}{S} = \text{const}$ , где  $S_\lambda$  — оптимальный обхват у конца жаберных крышек. Выражение дополнительной кривой через наибольший обхват является довольно приближенным и пересчет для этого случая при переходе от избирательности по обхвату к избирательности по длине явился бы, пожалуй, усугублением ошибки. Поэтому, проделывая любые пересчеты с основной кривой, дополнительную лучше оставлять в таком виде, в каком она определена эмпирически.

Для примера найдем кривую избирательности по длине

$$h_s^2 = 200; \quad v_{h,s} = \sigma_{h,s} = \frac{1}{\sqrt{2h^2}} = \frac{1}{20} = 0,05; \quad b_0 = 0,535; \quad \sigma_a = 0,022;$$

$$v_a = 0,04, \quad v_{h,L} = 10^{-2} \sqrt{16 + 16} = 10^{-2} \sqrt{32} = 0,057.$$

$$h_L^2 = \frac{1}{2 \cdot 0,057} = 150.$$

Тогда

$$V_{a,L} = 0,93e^{-150 \left(\frac{L}{L_0} - 1\right)^2} + 0,3e^{-90 \left(\frac{L}{L_0} - 1\right)^2}.$$

Для основной части кривой избирательности по длине рыб  $h_L=12$ . Ранее проф. Ф. И. Барановым [6] было получено для каспийских сельдей  $h_L=12 \left( \frac{1}{h} - 0,085 \right)$ . Такое, очевидно, не случайное совпадение результатов, полученных разными методами, подтверждает справедливость обобщающих положений, выдвинутых проф. Ф. И. Барановым.

Проведем расчеты по учету неравномерности ячеи для случая  $v_c=4\%$ . Имеем  $v_{h,s}=0,04$ ;  $v_c=0,04$ ;  $v_{H,s}=0,057$ ;  $H_s^2=150$  и  $v_{h,L}=0,057$ ;  $v_c=0,04$ ;  $v_{H,L}=10^{-2}\sqrt{32+16}=0,69$ ;  $H_L=100$ .

Соответственно

$$Y_{H,s} = 0,92e^{-150\left(\frac{s}{s_0}-1\right)^2} + 0,3e^{-90\left(\frac{s}{s_0}-1,13\right)^2};$$

$$Y_{H,L} = 0,92e^{-100\left(\frac{L}{L_0}-1\right)^2} + 0,3e^{-90\left(\frac{L}{L_0}-1,13\right)^2}.$$

### ВЫВОДЫ

1. При определении сравнительной уловистости сетей желательно в результате получать более постоянные характеристики. Теоретически простое соотношение уловов не удовлетворяет этому условию, поэтому желательно иметь особую методику определения сравнительной уловистости.

2. Оптимальный размер ячеи для атлантической (норвежской) сельди определяется из соотношения  $a=0,214S$  или  $a=0,114L$ . Причем значение 0,114 в связи с изменением экстерьера рыб справедливо лишь для конца августа — начала сентября.

3. Кривая избирательности, определенная для атлантической сельди, в значительной мере подтверждает гипотезу проф. Ф. И. Баранова о подобии ее кривой Гаусса и выражается следующим образом:

$$Y_{a,s} = 0,92e^{-200\left(\frac{s}{s_0}-1\right)^2} + 0,3e^{-90\left(\frac{s}{s_0}-1,13\right)^2}.$$

4. Неточность геометрического подобия рыб делает неравноценными кривые избирательности по длине и обхвату рыб. Соотношение между ними устанавливается зависимостью

$$v_L = \sqrt{v_s^2 + v_c^2}.$$

5. Неравномерность ячеи сети сказывается на кривой избирательности, уменьшая меру точности ее  $v_H = \sqrt{v_h^2 + v_c^2}$ .

### ИСПОЛЬЗОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

1. Андреев Н. Н., Некоторые вопросы теории лова рыбы жаберными сетями, Труды ВНИРО, т. XXX, Пищепромиздат, 1955.
2. Баранов Ф. И., Техника лова ставными и плавными сетями, Материалы к познанию русского рыболовства, т. 1, вып. 2, 1912.
3. Баранов Ф. И., Лов сельди ставными сетями, Материалы к познанию русского рыболовства, т. 3, вып. 6, 1914.
4. Баранов Ф. И., Влияние окраски сетей на успешность лова, Бюллетень рыбного хозяйства, № 21—22, 1924.
5. Баранов Ф. И., Техника промышленного рыболовства, 1933.
6. Баранов Ф. И., Теория и расчет орудий рыболовства, Пищепромиздат, 1948.
7. Губенко Ю. Т., Сетной лов сардины иваси, 1940.
8. Кунилов Ф. И., Рыболовный спорт, 1954.
9. Леонтович А. В., Вариационная статистика, 1935.
10. Сапегин А. А., Вариационная статистика, 1935.



11. Унковский В. А., Теория вероятностей, 1953.
  12. Яковлев К. П., Математическая обработка результатов измерений, 1953.
  13. Robertson J. A., The occurrence of Lee's Phenomenon in the Sprat and Size—Relation between Fish and Scale. *Journal du Conseil*, vol. XI, No 2, 1936.
  14. Rollefson G., The Selectivity of Different Fishing Gear used in Lofoten. *Journal du Conseil*, vol. XIX, No 2, 1953.
  15. Farran G. P., On the Mesh of Herring Drift Nets in Relation to the Condition Factors of the Fish, *Journal du Conseil*, vol. XI, No 1, 1936.
  16. Hickling C. F., The Selective Action of the Drift net on the Cornish Pilchard. *Journal du Conseil*, vol. XIV, No 1, 1939.
  17. Hodgson W. C., Preliminary Note on Experiments concerning the Selective Action of Drift Nets. *Journal du Conseil*, vol. II, No 3, 1927.
  18. Hodgson W. C., Further Experiments on the Selective Action of Commercial Drift Nets. *Journal du Conseil*, vol. VIII, No 3, 1933.
-