ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ, 2011, том 38, № 1, с. 108–118

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ВОДНЫХ РЕСУРСОВ, ЭКОНОМИЧЕСКИЕ И ПРАВОВЫЕ АСПЕКТЫ

УДК 551.48+626.81:627.81

ОПТИМИЗАЦИЯ ВОДНО-ЭКОЛОГИЧЕСКОГО НОРМИРОВАНИЯ

© 2011 г. Л. Н. Александровская*, О. М. Розенталь**

**Московский институт электромеханики и автоматики*
123298 Москва, Авиационный пер., 5
***Институт водных проблем Российской академии наук*
119333 Москва, ул. Губкина, 3

Поступила в редакцию 01.09.2009 г.

Изложена методика оценки ошибок, сопровождающих назначение и исполнение нормативов отведения загрязняющих веществ в водные объекты. Установлено, что вследствие низкой воспроизводимости зависимости доза-эффект в лабораторных и природных средах погрешность нормирования достигает десятков процентов. Предложена концепция нормирования, предусматривающая статистический контроль на этапах назначения нормативов и сдачи-приемки сточных вод с проверкой гипотезы об адекватности зависимостей доза-эффект в лабораторных и в природных условиях.

Ключевые слова: водно-экологический норматив, зависимость доза-эффект, водная экосистема, водно-экологический риск.

Оптимизация количественных значений водно-экологических нормативов, таких как предельно допустимая концентрация (ПДК) загрязняющих веществ в водных объектах рыбохозяйственного значения, – важнейшее условие повышения эффективности управления водопользованием [3, 6, 10]. Актуальность этой работы объясняется распространенностью случаев нарушения ПДК без причинения вреда водным экосистемам или их угнетения при соблюдении ПДК [6].

Таково естественное следствие установления нормативов по результатам анализа зависимости доза-эффект в лабораторных условиях без выяснения вопроса об адекватности этой зависимости в исследованных и природных системах. Имеются многочисленные свидетельства различной реакции водных экосистем на добавки токсичных загрязняющих веществ в средах [2, 3, 11]. Поэтому в Канаде, например, принята пониженная ПДК алюминия в кислых природных водах, а в России – повышенная ПДК бора для одной из дальневосточных рек. Впрочем, подобные примеры единичны, поскольку отсутствует методика оптимизации ПДК и других водно-экологических нормативов. Как показано в данной работе, для восполнения этого пробела необходимо, чтобы характеристики неадекватности зависимостей доза-эффект, а также риск принятия ошибочных решений при нормировании оценивались и ограничивались бы допустимым уровнем (согласно [4] допустимым считается риск, на который согласилось общество ради ожидаемых выгод).

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ АДЕКВАТНОСТИ

Если принять, что зависимости доза-эффект в различных водных объектах, например, в природной среде и в лаборатории, X и Y являются случайными величинами и имеют нормальное распределение ($X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$, $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$), то к ним применима методика проверки нулевой гипотезы H_0 о непопадании наблюдаемых значений подходящей статистики в критическую область, задаваемую уровнем значимости α.

Принятие нулевой гипотезы означает, что ПДК, установленная в лаборатории, применима для природного водного объекта. Отказ от нее и принятие конкурирующей гипотезы H_1 означает необходимость корректировки ПДК. Проверка гипотез включает сравнение дисперсий и математических ожиданий найденных распределений.

Сравнение дисперсий двух совокупностей

Пусть зависимости доза-эффект в природных и лабораторных условиях известны. Тогда имеем следующие нулевую и конкурирующую гипотезы:

$$H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2,$$

$$H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2.$$

Для сравнения дисперсий контролируемых показателей используется статистика Фишера, которая при условии справедливости гипотезы

$$H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma^2$$

приобретает вид

$$F(k_x, k_y) = \frac{S_x^2}{S_y^2},$$

или, что удобнее для использования,

$$F(k_1, k_2) = \frac{S_1^2}{S_2^2},$$

где $S_1^2 = \max_{x,y}\{S_x^2, S_y^2\}$ и $S_2^2 = \min_{x,y}\{S_x^2, S_y^2\}$,

$$S_x^2 = \frac{1}{n_x - 1}\sum_{i=1}^{n_x}(x_i - \bar{x})^2,$$

$$S_y^2 = \frac{1}{n_y - 1}\sum_{i=1}^{n_y}(y_i - \bar{y})^2,$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n_x}\sum_{i=1}^{n_x} x_i,$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n_y}\sum_{i=1}^{n_y} y_i,$$

k_1, k_2 – соответствующие степени свободы, $\begin{cases} k_x = n_x - 1; \\ k_y = n_y - 1. \end{cases}$

Это позволяет оценить по данным, полученным на выборках, критерий $F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$ и выбрать табличный квантиль $f_{1-\alpha}(k_1, k_2)$: $1 - \alpha = P\{F < f_{1-\alpha}(k_1, k_2)$ в зависимости от установленного уровня значимости α, здесь представляющего собой вероятность отвергнуть равенство дисперсий, если фактически оно есть.

Решение о том, что H_0 не отвергается, принимается при условии

$$F \le f_{1-\alpha}(k_1, k_2). \qquad (1)$$

Вероятность β того, что H_0 принимается, если фактически эта гипотеза не верна, определяется путем исследования конкурирующей гипотезы в виде

$$H_1 : \sigma_1^2 = K\sigma_2^2,$$

где постоянный коэффициент $K = \frac{f_{1-\alpha}(k_1, k_2)}{f_\beta(k_1, k_2)} > 1$, поскольку при справедливости конкурирующей гипотезы

$$\frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/K\sigma_2^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = f_\beta(k_1, k_2) \text{ и } \frac{S_1^2}{S_2^2} = f_{1-\alpha}(k_1, k_2).$$

Здесь квантили выбираются из таблиц распределения Фишера, что позволяет получить представленные в табл. 1 величины, полезные для дальнейшего анализа.

Таблица 1. Значения K при $\alpha = \beta = 0.05$ и равных объемах выборки объектов из двух исследуемых совокупностей $n_1 = n_2 = n$

$n - 1$	5	10	20	30	40	60	120
K	25	8.87	6.24	4.39	2.86	2.35	1.83

Сравнение математических ожиданий двух совокупностей

Эта работа требует проверки следующих гипотез:

$$H_0 : \mu_x = \mu_y,$$

$$H_1 : \mu_x \ne \mu_y,$$

и применения нескольких решающих правил в зависимости от априорной информации о значениях дисперсий.

Если дисперсии известны, то используется правило

$$\frac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \le u_{1-\alpha/2}, \qquad (2)$$

где $u_{1-\alpha/2}$ – табулированное значение квантиля нормального распределения

$$1 - \alpha = P\{u_{\alpha/2} \le u < u_{1-\alpha/2}\} =$$

$$= \Phi(u_{1-\alpha/2}) - \Phi(u_{\alpha/2}), \quad \Phi(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}}\int_0^x l^{-\frac{x^2}{2}}dx.$$

Если дисперсии неизвестны и равны, то используется правило

$$\frac{|\bar{x} - \bar{y}|}{S\sqrt{\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}}} \le t_{1-\alpha/2}(k), \qquad (3)$$

где $k = n_x + n_y - 2$– число степеней свободы,

$1 - \alpha = P\{t_{\alpha/2} \le t \le t_{1-\alpha/2}\}$ – табулированное значение квантиля распределения Стьюдента,

$S^2 = \frac{S_x^2(n_x - 1) + S_y^2(n_y - 1)}{n_x + n_y - 2}$ – объединенная оценка дисперсии.

Таблица 2. Результаты оценки Δ/σ при $\alpha = \beta = 0.05$

N	106	27	13	8	6	5	4
Δ/σ	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5

Если дисперсии неизвестны и не равны, то используется правило Саттерзвайта

$$\frac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{S_x^2}{n_x}+\dfrac{S_y^2}{n_y}}} \le t_{1-\alpha/2}(k), \tag{4}$$

где

$$k = \frac{(S_x^2/n_x + S_y^2/n_y)^2}{\left(\dfrac{S_x^2/n_x}{n_x-1}\right)^2 + \left(\dfrac{S_y^2/n_y}{n_y-1}\right)^2},$$

$$\min_{x,y}\{n_x, n_y\} \le k \le (n_x + n_y - 2),$$

или правило Кохрана–Кокса

$$|\bar{x}-\bar{y}| \le t_{1-\alpha/2},$$

где

$$t_{1-\alpha/2} = \frac{t_{1-\alpha/2}^2(k_x)\dfrac{S_x^2}{n_x} + t_{1-\alpha/2}^2(k_y)\dfrac{S_y^2}{n_y}}{\sqrt{\dfrac{S_x^2}{n_x}+\dfrac{S_y^2}{n_y}}},$$

$$k_x = n_x - 1, \quad k_y = n_y - 1.$$

Для определения вероятности β принять равенство математических ожиданий, если оно отсутствует, альтернативную гипотезу задают в виде

$$H_1 : m_x = m_y + \Delta, \quad (\Delta > 0).$$

Тогда при $n_x = n_y = n$ и при условии равенства дисперсий имеем T-распределение с параметром нецентральности $\delta = \dfrac{\Delta}{\sigma\sqrt{2/n}}$

$$\frac{\bar{x}-\bar{y}}{S\sqrt{2/n}} = T(k, \delta), \quad k = 2n-2,$$

которое при $n \ge 30$ хорошо аппроксимируется нормальным распределением [1]

$$P = \left\{\frac{\bar{x}-\bar{y}}{S\sqrt{2/n}} \ge t_{1-\alpha/2}(k,\delta)\right\} =$$

$$= 1 - \Phi\left\{\frac{t_{1-\alpha/2} - \dfrac{\Delta}{\sigma\sqrt{2/n}}}{\sqrt{1 + t_{1-\alpha/2}^2(k)/4(n-1)}}\right\} = 1 - \beta.$$

Окончательно получаем следующее выражение, связывающее вероятности принять равенство математических ожиданий, если оно отсутствует или отвергнуть это равенство, если оно верно, с объемом выборки n и с величиной $\dfrac{\Delta}{\sigma}$

$$u_\beta = \frac{t_{1-\alpha/2} - \dfrac{\Delta}{\sigma\sqrt{2/n}}}{\sqrt{1 + t_{1-\alpha/2}^2(k)/4(n-1)}}. \tag{5}$$

Результаты расчетов по этой формуле, необходимые при планировании объема выборки, сведены в табл. 2.

Множественные задачи сравнения

Пусть имеется m случайных величин, распределенных по нормальному закону: $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, $i = 1, 2, \ldots, m$ и требуется проверить гипотезу о равенстве средних

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_m,$$

а предварительно – проверяют гипотезу о равенстве дисперсий

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_m^2.$$

Тогда при равных объемах выборок удобно использовать критерий Кохрана

$$\frac{\max\limits_i S_i^2}{\sum\limits_{i=1}^m S_i^2} \le g_{1-\alpha}(k_1, k_2), \tag{6}$$

где $g_{1-\alpha}(k_1, k_2)$ – табулированное значение квантиля специального распределения,

$$k_1 = m, \quad k_2 = n-1, \quad S_i^2 = \frac{\sum\limits_{i=1}^n (x_{il} - \bar{x}_i)^2}{n-1}$$

$$i = 1, 2, \ldots, m$$

а в более общем случае – критерий Бартлетта

$$\frac{w\ln\left(\dfrac{1}{w}\sum\limits_{i=1}^m w_i S_i^2\right) - \sum\limits_{i=1}^m w_i \ln S_i^2}{1 + \dfrac{1}{3(m-1)}\left(\sum\limits_{i=1}^m \dfrac{1}{w_i} - \dfrac{1}{w}\right)} \le \chi_{1-\alpha}^2(k), \tag{7}$$

где $k = m - 1$, $w = \sum_{i=1}^m w_i$, $w_i = n^i - 1$, $\chi_\alpha^2(k)$, – табулированное значение квантиля распределения Пирсона.

При равенстве всех математических ожиданий из соотношений однофакторного дисперсионного анализа имеем

$$\frac{S_1^2}{S_0^2} \le f_{1-\alpha}(k_1, k_2), \quad (8)$$

где $k_1 = m - 1$, $k_2 = m(n - 1)$,

$$S_1^2 = \frac{n\sum_{i=1}^{m}(\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2}{m-1}, \quad S_0^2 = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} S_i^2, \quad \bar{\bar{x}} = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\bar{x}_i.$$

Многомерные задачи сравнения

Если требуется сравнение двух выборок по нескольким p параметрам, то используются многомерные статистики, получаемые обобщением соответствующих одномерных критериев. Обобщим, например, решающее правило (3) сравнения средних на многомерный случай, заметив, что квадрат t-распределенной случайной величины

$$t(k) = \frac{\bar{x}_1 - \bar{y}_1}{S\sqrt{\frac{2}{n}}}$$

распределен по закону Фишера с ($k_1 = 1$, $k8 = k$) числом степеней свободы.

Пусть сравниваются p-мерные векторы $\boldsymbol{X} = \|x_1, x_2, ..., x_p\|$ и $\boldsymbol{Y} = \|y_1, y_1, ..., y_p\|$ с нормально распределенными компонентами $x_i \sim N(\mu_{xi}, \sigma_{xi}^2)$, $i = 1, 2, ..., p$, и $y_i \sim N(\mu_{yi}, \sigma_{yi}^2)$, $i = 1, 2, ..., p$. По выборке объема n требуется проверить гипотезу о равенстве векторов их математических ожиданий $\mu_x = \|\mu_{x1}, \mu_{x2}, ..., \mu_{xp}\|$ и $\mu_y = \|\mu_{x1}, \mu_{x2}, ..., \mu_{xp}\|$

$$H_0 : \mu_x = \mu_y.$$

Для p независимых случайных величин получим, что величина

$$T^2(k_1, k_2) = \sum_{j=1}^{p}\left[\frac{\bar{x}7 - \bar{y}_j}{S_j\sqrt{\frac{2}{n}}}\right]^2, \ k_1 = p, \ k_2 = 2n - 1 - p$$

имеет распределение Хотеллинга, связанное с F-распределением соотношением

$$T_{1-\alpha}^2(k_1, k_2) = \frac{2p(n-1)}{2n-1-p} f_{1-\alpha}(k_1, k_2).$$

Таким образом, решающее правило сравнения p средних в двух выборках имеет вид

при неизвестных дисперсиях

$$\sum_{j=1}^{p}\left[\frac{\bar{x}_j - \bar{y}_j}{S_j\sqrt{\frac{2}{n}}}\right]^2 \le \frac{p(2n-2)}{2n-1-p} f_{1-\alpha}(k_1, k_7); \quad (9)$$

при известных дисперсиях

$$\sum_{j=1}^{l}\left[\frac{\bar{x}_j - \bar{y}_j}{\sigma_j\sqrt{\frac{2}{n}}}\right]^2 \le \chi_{1-\alpha}^2(k), \quad k = p. \quad (10)$$

Применение многомерных критериев позволяет избежать увеличения риска α (если используется P одномерных критериев, то $1 - \alpha = \prod_{j=1}^{P}(1 - \alpha_j)$). Однако, если в одномерном случае риск β легко рассчитывается и имеет четкий физический смысл, то в многомерном случае такой расчет чрезвычайно сложен. Даже в международном стандарте [5], использующем соотношение (8) дисперсионного анализа, расчет β не регламентирован. Поэтому в практике предпочтительно применение одномерных критериев, а в качестве множественного сравнения осуществляют сравнение наиболее расходящихся результатов.

Универсальный показатель воспроизводимости

Все перечисленные критерии проверки статистической однородности представляют собой так называемые критерии значимости. Общий подход к их формированию состоит в следующем:

выдвигается нулевая гипотеза;

выбирается подходящая статистика (функция выборочных значений);

определяется область малых вероятностей (уровень значимости α);

если наблюдаемые значения статистики попадают в область малых вероятностей (в критическую область), то такой случайный разброс считается несовместимым с проверяемой нулевой гипотезой и последняя отвергается;

если наблюдаемая статистика попадает в область допустимых вероятностей, то такой случайный разброс совместим с проверяемой гипотезой и последняя принимается.

Типовые распределения, применяемые в практике проверки статистических решений, имеют оба или один бесконечные пределы изменений соответствующих случайных статистик. Поэтому при $\alpha \longrightarrow 0$ критическая область сужается и может быть принята любая проверяемая гипотеза. Естественно, степень доверия принимаемому решению при этом мала. При увеличении уровня значимости α критическая область расширяется и степень доверия уве-

Таблица 3. Угнетение развития синезеленых водорослей (Microcystis sp.) ($\bar{x}$, %, – среднее уменьшение биомассы по сравнению с контролем, S^2 – дисперсия)

Элемент	c, единицы ПДК	В реке		В садке	
		$\bar{x}$	S^2	$\bar{x}$	S^2
Медь	3.4	12	8	11	3
	5.5	15	8	18	5
	8.9	25	14	29	11
	21.0	35	19	44	18
Кадмий	2.1	3	1.9	3	1.5
	3.6	7	3	9	3
	5.0	9	4	11	4
Никель	3.8	14	7	18	4
	5.3	23	8	24	6
	7.8	25	11	32	14

личивается. Предельным значением α для двусторонних критериев является 0.5, когда статистика совпадает с медианой распределения. Таким образом, нормированная величина $\alpha_{кр} = \dfrac{\alpha}{0.5}$ может служить универсальным показателем воспроизводимости, не зависящим от величины и размерности применяемых статистик.

Объединение результатов

В случае принятия гипотезы однородности результаты, полученные в лабораторных условиях и в природной среде, могут быть объединены в общую выборку. Если же гипотеза однородности отвергается, то следует использовать только результаты, полученные в природной среде.

При введении критического уровня значимости может быть получен объединенный закон распределения вероятностей случайных величин X, Y, входящих в зависимость доза-эффект: $P = (1 - \alpha_{кр})P_е + \alpha_{кр}P_{об}$ ($P_{об}$ – объединенный закон распределения вероятностей, $P_е$ – закон распределения вероятностей в природной среде). Эта величина представляет собой смесь распределений, нецентральные моменты которой рассчитываются по формулам $m = (1 - \alpha_{кр})m_е + \alpha_{кр}m_{об}$; $\varepsilon^2 = (1 - \alpha_{кр})\,\varepsilon_е^2 + \alpha_{кр}\varepsilon_{об}^2$; $\mu_3 = (1 - \alpha_{кр})\mu_{3е} + \alpha_{кр}\mu_{3об}$; $\mu_4 = (1 - \alpha_{кр})\mu_{4е} + \alpha_{кр}\mu_{4об}$. Отсюда – общая дисперсия будет $\sigma^2 = \varepsilon^2 - m^2$.

Анализ экспериментальных данных

Для демонстрации изложенной методики были использованы данные, представленные аккредитованной испытательной лабораторией “Акваметрия” (аттестат об аккредитации №РОСС RU.0001.03ЭП00) Системы водохозяйственной сертификации Минприроды России. В 1996–2001 гг. эта лаборатория сравнивала влияние избыточной концентрации c ионов цветных металлов на фитопланктон, находящийся либо непосредственно в природной среде (верховья реки Исеть, Свердловская обл.), либо помещенный в садок из нержавеющей металлической сетки объемом ~10 л и с диаметром ячейки 63 мкм. Результаты измерений, усредненные по шести пробам, приведены в табл. 3.

Нетрудно убедиться, что хотя зависимость $S^2(c)$ хорошо выражена, статистический F-критерий (1) нечувствителен к ней. Например, $f_{0.95}(5.5) = 5.05$, т.е. допускается различие между сравниваемыми оценками дисперсий в 5 раз в данном случае из-за малого объема экспериментальных данных. При повышении уровня значимости это различие уменьшается, однако разброс значений контролируемых показателей в природной среде и в лаборатории все же может считаться одинаковым. Пусть вероятность принять равенство дисперсий, если оно на самом деле отсутствует $\beta = 0.05$. Тогда действительные значения дисперсий могут отличаться в $K = 25$ раз (табл. 1), а максимальное различие между оценками дисперсий составляет 8/3 (табл. 3).

Для множественного сравнения оценок дисперсий используем критерий Кохрана. Так, для данных, представленных в табл. 3 для меди, имеем

для третьего столбца $g = \dfrac{19}{8 + 8 + 14 + 19} = 0.388$,

для шестого столбца $g = \dfrac{18}{3 + 5 + 11 + 18} = 0.468$.

Табличное значение статистики Кохрана: $g_{0.95}(4.5) = 0.59$ (4 – число сравниваемых дисперсий, 5 – объем выборки минус один), поэтому в обоих случаях $g < g_{0.95}(4.5)$, т.е. гипотеза о равенстве дисперсий не отвергается.

Для анализа связи $\bar{x}(c)$ выполним множественное сравнение $\bar{x}$ по данным второго столбца табл. 3 для меди

$$S_1^2 = \frac{((12 - 21.75)^2 + (15 - 21.75)^2 + (25 - 21.75)^2 + (35 - 21.75)^2) \times 6}{3} = 593.36,$$

(21.75 – среднее из 12, 15, 25, 35),

$$S_0^2 = \frac{8+8+14+19}{4} = 12.25,$$

$$F = \frac{593.36}{12.25} = 48.44, \quad f_{0.95}(3.20) = 3.1.$$

Следовательно, зависимость $\bar{x}$ от концентрации в воде меди значима, что справедливо даже и при малых значениях α, например, при 0.005 ($f_{0.995}(3.20) = 9.2$). Аналогичный результат получаем и для лабораторных исследований ($F = 196.7$), где можно отметить даже более сильное влияние c. Подобные выводы справедливы также и для кобальта и никеля (табл. 3).

Попарное сравнение расхождения величин $\bar{x}$ в природной среде и в лаборатории дает противоречивые результаты. Наблюдаемые значения T-статистики для меди оказались равны (3)

$$t_1 = \frac{12-11}{\sqrt{(5\times 8 + 5\times 3)/10}\sqrt{2/6}} = 0.74,$$

$$t_2 = \frac{18-15}{\sqrt{(5\times 8 + 5\times 5)/10}\sqrt{2/6}} = 2.04,$$

$$t_3 = \frac{29-25}{\sqrt{(5\times 14 + 5\times 11)/10}\sqrt{1/3}} = 2.3,$$

$$t_4 = \frac{44-35}{\sqrt{(5\times 19 + 5\times 18)/10}\sqrt{2/6}} = 3.62.$$

При этом пороговое значение $t_{1-\alpha} = t_{0.95}(10) = 2.23$, т.е. на двух уровнях различие средних признается незначимым, а на двух других – значимым. Если уменьшить требования по воспроизводимости до $\alpha = 0.01$, то тогда значимое различие подтверждается и для t_2. Если же вероятности отвергнуть нулевую и конкурирующую гипотезы $\alpha = \beta = 0.05$, расхождение величин $\bar{x}$ может составлять 3σ (если $n = 5$, то $\Delta/\sigma = 3$ ((5) и табл. 2). Тогда, учитывая, что $S = \sqrt{\frac{8+8+14+19}{4}} = 3.5$, получим максимальное расхождение между сравниваемыми значениями $\bar{x}$: $\Delta = 10.5$.

Следовательно, различие результатов воздействия на водные экосистемы ионов меди в природной среде и в садке достигает $10.5/35 \approx 30\%$.

Для интегральной оценки однородности выборок используем многомерный критерий Хотеллинга (8, 9). В данном случае наблюдаемое значение статистики Хотеллинга и ее пороговое значение соответственно равны

$$T^2 = \sum_{i=1}^{4} t_i^2 = 23.10, \quad T^2_{0.95}(4.7) = \frac{2\times 4(6-1)}{2\times 6 - 1 - 4}\times$$

$$\times f_{0.95}(4.7) = \frac{40}{7}\times 4.12 = 23.54.$$

Таким образом, многомерный критерий, учитывающий четыре параметра, здесь мало чувствителен к влиянию концентрации меди. Однако его применение для совокупности данных по трем металлам (табл. 3), свидетельствует о существенном расхождении между результатами исследований в природной среде и в лаборатории. Для этих металлов T-статистики для выборок с максимальным расхождением $\bar{x}$ в природной среде и в лаборатории имеют значения: $t_1 = 3.62 > 2.23$ (медь – четвертая выборка); $t_2 = 1.73 < 2.23$ (кобальт – третья выборка); $t_3 = 3.43 > 2.23$ (никель – третья выборка). Наблюдаемое и пороговое значения статистики Хотеллинга равны соответственно

$$T^2 = 27.5; \quad T^2_{0.95}(3.8) = \frac{2\times 3\times 5}{2\times 6 - 1 - 3} f_{0.95}(3.8) =$$

$$= 3.75\times 4.06 = 15.22, \text{ т.е. } T^2 > T^2_{0.95}.$$

Таким образом, гипотеза адекватности зависимостей доза-эффект при $\alpha = 0.05$ отвергается. В данном случае принятие этой гипотезы при $T^2_{0.95}$ возможно только если принять, что воспроизводимость равна 0.01. Следовательно, в данном случае можно ожидать повышенный риск ошибочного нормирования водопользования, методика оценки которого рассмотрена ниже.

РИСК ПРИНЯТИЯ ОШИБОЧНЫХ РЕШЕНИЙ ПРИ НОРМИРОВАНИИ

Ошибочные решения при установлении ПДК

Величина ПДК устанавливается по критерию сохранения качества водной экосистемы. При этом, с учетом возможности ошибочного нормирования можно ожидать следующих результатов:

N_1 – при соблюдении ПДК показатели качества водной экосистемы не ухудшаются;

N_2 – при превышении ПДК показатели качества водной экосистемы не ухудшаются;

N_3 – при соблюдении ПДК показатели качества водной экосистемы ухудшаются;

N_4 – при превышении ПДК показатели качества водной экосистемы ухудшаются в соответствии со схемой рис.1.

Вероятности перечисленных исходов, соответственно, $P(N_1)$, $P(N_2)$, $P(N_3)$, $P(N_4)$, в сумме составляют единицу и оцениваются по результатам экс-

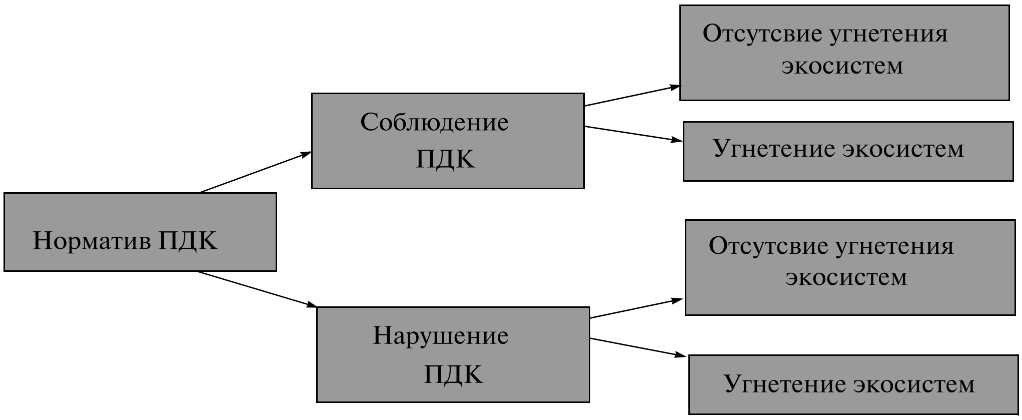

Рис. 1. Схема возможных результатов при выполнении норматива ПДК.

пертизы. При этом $P(N_1) + P(N_3)$ – вероятность соблюдения ПДК, $P(N_2) + P(N_4)$ – вероятность нарушения ПДК, $P(N_1) + P(N_4)$ – вероятность правильного нормирования, $P(N_2) + P(N_3)$ – вероятность ошибочного нормирования.

Как известно, отказ принять правильное решение по терминологии, используемой при статистическом допусковом анализе, представляет собой ошибку первого рода [1, 7]. Это означает, что органом нормирования установлена слишком низкая ПДК для заданного объекта (избыточно жесткий норматив), вследствие чего нарушение ПДК не сопровождается угнетением экосистемы. Условная вероятность ошибки первого рода

$$\alpha_N = \frac{P(N_2)}{P(N_1) + P(N_2)}$$

рассматривается как риск органа нормирования.

Признание неправильного решения или ошибка второго рода возникает при установлении слишком высокого значения ПДК (избыточно мягкого норматива), вследствие чего угнетение экосистемы наблюдается даже и при концентрации загрязнения ниже ПДК. Условная вероятность этой ошибки

$$\beta_N = \frac{P(N_3)}{P(N_3) + P(N_4)}$$

рассматривается как водно-экологический риск.

Численная оценка полученных величин в настоящее время затруднена из-за недостаточности совместных гидрохимических и гидробиологических исследований. Поэтому возможности применения методики оценки приведенных рисков могут быть лишь проиллюстрированы на частных примерах. Нами использовались результаты измерений биомассы фитопланктона в зависимости от суммарной концентрации в единицах ПДК тяжелых металлов (меди, никеля и кобальта) в верховьях рек Исеть, Чусовая, Тагил (время пребывания планктона превышало 8–10 ч, а его масса изменялась в пределах 1–25 г/м^2; данные получены испытательным центром "Акваметрия").

Было установлено: $P(N_1) = 0.4$, $P(N_2) = 0.2$, $P(N_3) = 0.1$, $P(N_4) = 0.3$, откуда $\alpha_N = 0.33$, $\beta_N = 0.25$. Следовательно, для уральских рек нормативы ПДК относительно жесткие.

Использование вместо норматива ПДК в качестве допустимой концентрации величины фонового загрязнения, за которое принимали концентрацию указанных металлов в притоке Исети – реке Решетке, позволило скорректировать значение следующих вероятностей: $P(N_1) = 0.5$, $P(N_2) = 0.1$. Тогда $\alpha_N = 0.16$, $\beta_N = 0.25$, т.е. учет фона не изменяет водно-экологический риск, но существенно понижает риск органа нормирования.

Ошибочные решения при установлении нормативов допустимого сброса (НДС)

НДС, как и нормативы предельно допустимого или временно согласованного сброса ограничивает концентрацию загрязняющего вещества в контрольном створе величиной ПДК. Фактически вследствие меняющихся гидродинамических, гидрохимических и других показателей водного объекта возможны следующие исходы:

K_1 – водоотведение в пределах НДС не приводит к превышению ПДК;

K_2 – сверхнормативный сброс не приводит к превышению ПДК;

K_3 – водоотведение в пределах НДС приводит к превышению ПДК;

K_4 – сверхнормативный сброс приводит к превышению ПДК в соответствии со схемой рис.2.

Вероятности перечисленных исходов, соответственно $P(K_1)$, $P(K_2)$, $P(K_3)$, $P(K_4)$, в сумме составляют единицу и оцениваются по результатам экспертизы. Здесь $P(K_1) + P(K_3)$ – вероятность нормативного сброса, $P(K_2) + P(K_4)$ – вероятность сверхнормативного сброса, $P(K_1) + P(K_4)$ – вероят-

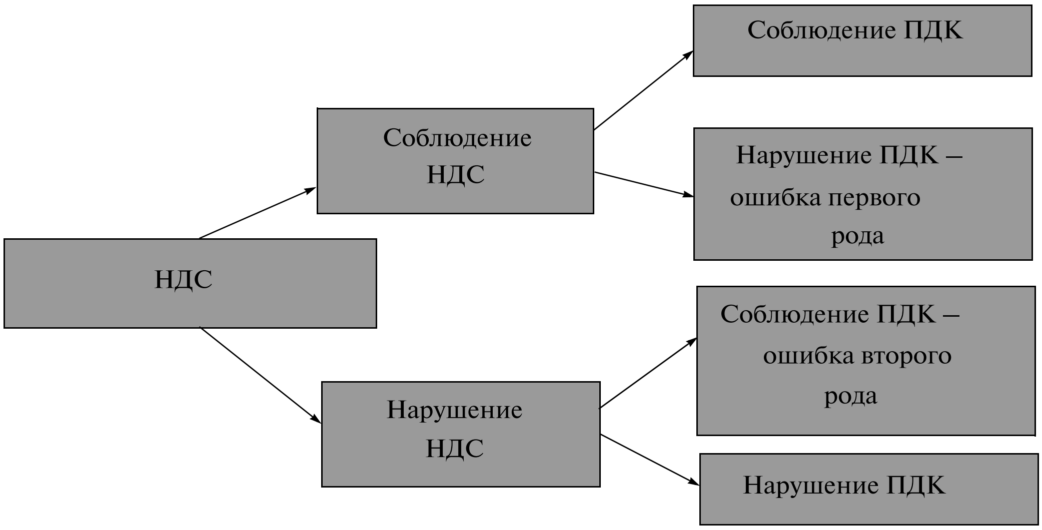

Рис. 2. Схема возможных результатов при выполнении НДС.

ность корректного нормирования, $P(K_2) + P(K_3)$ – вероятность ошибочного нормирования, $P(K_2)$– вероятность ошибочного ограничения сброса,$P(K_3)$– вероятность ошибочного разрешения сброса.

Если сброс в пределах НДС сопровождается превышением ПДК или другой установленной допустимой концентрации, например, на уровне природного фона, то это рассматривается как ошибка второго рода установления НДС. Ее вероятность

$$\beta_K = \frac{P(K_3)}{P(K_3) + P(K_4)}$$

представляет собой риск органа, утверждающего НДС, который ошибочно разрешил избыточное водоотведение.

В противоположном случае, если сверхнормативный сброс не сопровождается превышением ПДК или другой установленной допустимой концентрации, возникает ошибка первого рода установления НДС. Ее условная вероятность

$$\alpha_K = \frac{P(K_2)}{P(K_1) + P(K_2)}$$

представляет собой водно-экономический риск водопользователя, заключающийся в необоснованном ограничении сбросов вследствие ошибочного установления слишком низкого (жесткого) НДС.

Возможные количественные значения введенных величин определяли по результатам исследований лаборатории "Акваметрия" на р. Исети выше г. Екатеринбурга. Результаты ежедневного анализа качества вод Верх-Исетского водохранилища на створе Верх-Исетского металлургического завода сопоставляли с массой загрязняющих веществ, сброшенных этим предприятием в составе маслосодержащих стоков промывных вод сернокислотного травления трансформаторных сталей. Измерения проводились для 22 показателей (концентрация взвешенных веществ, нефтепродуктов, хлоридов, сульфатов и цианидов железа, хрома, никеля, меди, и других металлов), по каждому из которых устанавливался НДС.

НДС считался установленным правильно, если

содержание указанных веществ на створах оставалось в пределах ПДК, а показатели сбросов – в пределах НДС за выбранный период времени;

хотя бы по одному из веществ наблюдалось превышение ПДК, а его сброс превышал НДС.

Во всех других случаях (соблюдение норматива ПДК при нарушении НДС, нарушение ПДК при соблюдении НДС хотя бы по одному из веществ) норматив считался установленным ошибочно. Тогда получили $P(K_1) = 0.6$, $P(K_2) = 0.1$, $P(K_3) = 0.1$, $P(K_4) = 0.2$, откуда $\alpha_K = 0.14$, $\beta_K = 0.33$, т.е. водно-экономический риск заметно ниже риска органа, утверждающего НДС.

Ошибочные решения при нормировании водоотведения

Наибольший интерес представляет анализ полного риска принятия ошибочных решений при двухстадийном нормировании (установлении ПДК и НДС). Для этого необходимо учесть, что указанные нормативы могут устанавливаться либо независимо (что обычно и происходит), либо зависимо. В последнем случае, который в процессе совершенствования системы водно-экологического нормирования может получить наибольшее распространение, корректность установления НДС проверяется после того как показано, что ПДК установлена корректно.

Таблица 4. Вероятности возможных исходов водно-экологического нормирования

Результат	Нормирование			
	установление норматива ПДК		установление НДС	
Состояние	качество экосистемы не понижено	качество экосистемы понижено	НДС не превышен	НДС превышен
Соблюдение норматива ПДК	$P(N_1)$	$P(N_3)$	$P(K_1)$	$P(K_3)$
Нарушение норматива ПДК	$P(N_2)$	$P(N_4)$	$P(K_2)$	$P(K_4)$

Рассмотрим сначала случай независимости этапов нормирования (табл. 4).

Избыточная жесткость хотя бы одного из нормативов (ПДК, НДС) или обоих означает здесь ошибку первого рода, соответствующую полному водно-экономическому риску α_{NK}, а избыточная мягкость – ошибку второго рода, соответствующую полному водно-экологическому риску β_{NK}

$$\alpha_{NK} = \frac{P(N_2)P(K_2) + P(N_1)P(K_2) + P(N_2)P(K_1)}{(P(N_1) + P(N_2))(P(K_1) + P(K_2))} =$$

$$= \alpha_N + \alpha_K - \alpha_N\alpha_K,$$

$$\beta_{NK} = \frac{(P(N_3)P(K_1) + P(N_1)P(K_3) + P(N_3)P(K_3))}{1-(P(N_1) + P(N_2))(P(K_1) + P(K_2))}.$$

Например, при заданных ранее вероятностях $P(N_1) = 0.5$, $P(N_2) = 0.1$, $P(N_3) = 0.1$, $P(N_4) = 0.3$, $P(K_1) = 0.6$, $P(K_2) = 0.1$, $P(K_3) = 0.1$, $P(K_4) = 0.2$ – искомые величины равны: $\alpha_{NK} = 0.28$, $\beta_{NK} = 0.21$, т.е. соотношение между водно-экономическим и водно-экологическим риском изменяется на противоположное по сравнению с предыдущими примерами: второй уменьшается, а первый увеличивается.

Аналогичные результаты, выраженные еще ярче, дает и случай, когда исходы указанных этапов нормирования зависимы. Действительно, при этом апостериорная вероятность нулевой гипотезы на этапе установления ПДК $R_{BN} = \dfrac{P(N_1)}{P(N_1) + P(N_3)}$ характеризует долю реальных случаев сохранения качества водной экосистемы при соблюдении ПДК. На этапе установления НДС эта величина может рассматриваться как априорная вероятность гипотезы о сохранении водной экосистемы. Поэтому соответствующая апостериорная вероятность равна

$$R_{BK} = \frac{(1-\alpha_K)R_{BN}}{(1-\alpha_K)R_{BN} + \beta_K(1-R_{BN})} =$$

$$= \frac{(1-\alpha_{NK})(P(N_1) + P(N_2))}{(1-\alpha_{NK})(P(N_1) + P(N_2)) + \beta_{NK}(P(N_3) + P(N_4))},$$

где суммарные риски участников процесса определяются по формулам

$$\alpha_{NK} = \alpha_N + \alpha_K - \alpha_N\alpha_K,$$

$$\beta_{NK} = \beta_N\beta_K.$$

Например, если $P(N_1) = 0.5$, $P(N_2) = 0.1$, $P(N_3) = 0.1$, $P(N_4) = 0.3$, $P(K_1) = 0.6$, $P(K_2) = 0.1$, $P(K_3) = 0.1$, $P(K_4) = 0.2$, то $\alpha_{NK} = 0.28$, $\beta_{NK} = 0.08$.

Итак, переход от одноступенчатой схемы нормирования водоотведения к двухступенчатой по обоим рассмотренным схемам приводит, хотя и в разной степени, к увеличению риска ошибок первого рода и уменьшению риска ошибок второго рода. Поэтому использование такой схемы без надлежащей оптимизации нормативов ПДК и НДС нацеливает систему нормирования на достижение экологической безопасности, даже и в ущерб экономической эффективности водопользования. Необходимость оптимизации становится особенно очевидна, если сравнить вероятность правильного нормирования P_+ с вероятностью принять нулевую гипотезу R

$$P_+ = (P(N_1) + P(N_3))(P(K_1) + P(K_3)),$$

$$R = (P(N_1) + P(N_2))(P(K_1) + P(K_2)).$$

Нетрудно убедиться, что во всех рассмотренных примерах (для рек Уральского региона) $R > P_+$, т.е. происходит "недооценка" R, что приводит к увеличению водно-экономического риска, создавая неоправданно высокие ущербы для водопользователей.

Поскольку эти ущербы зависят от рисков $1 - R$, $1 - P_+$, в качестве критерия эффективности водно-экологического нормирования целесообразно выбрать показатель

$$Э = \frac{1-R}{1-P_+}.$$

Тогда имеем следующие результаты для вышеприведенных примеров:

для этапа установления ПДК $Э = 0.8(\alpha_N = 0.33)$, $Э = 1(\alpha_N = 0.16)$;

для этапа установления НДС $Э = 1$;

при совмещении этапов нормирования по независимой схеме $Э = 1$, $(\alpha_{NK} = 0.3)$; $Э = 0.89$ $(\alpha_{NK} = 0.43)$;

Таблица 5. Основания для оптимизации водно-экологического нормирования

Наименование работы	Основание для выполнения	
	законодательные акты	стандарты
Установление допустимых рисков ошибочного нормирования	Минимально необходимые требования устанавливаются “с учетом степени риска причинения вреда” (184-ФЗ, ст. 7). “Необходим финансово-стоимостной анализ в отношении проектов по очистке сточных вод” (Закон США 99-662)	Стандарт Великобритании для задания нормативов качества вод с доверительным интервалом 90%. EA, 2002.
Обеспечение единства систем производственного и государственного контроля	Техническое регулирование осуществляется в соответствии с принципом “единства правил и методов исследований (испытаний) и измерений” (184-ФЗ); обеспечение единства измерений осуществляется с целью защиты “от отрицательных последствий недостоверных результатов измерений” (102-ФЗ “Об обеспечении единства измерений”)	ПР 50-732-93 “ГСИ. Типовое положение о метрологической службе государственных органов управления Российской Федерации и юридических лиц” ГОСТ 8.256-77. Государственная система обеспечения единства измерений. Нормирование и определение динамических характеристик аналоговых средств измерений. ГОСТ Р 51592-2000. Вода. Общие требования к отбору проб.
Регламентация планов приемочного контроля сбросов	Подтверждения соответствия осуществляются “с учетом степени риска недостижения” установленных требований” (184-ФЗ)	ГОСТ Р 50779.30-95. Статистические методы. Приемочный контроль качества. Общие требования. ИСО 5667 Качество воды. Отбор проб. Части 1–19.

при совмещении этапов нормирования по зависимой схеме Э = 0.72, (α_{NK} = 0.3), Э = 0.64 (α_{NK} = 0.43).

ВЫВОДЫ

Полученные результаты указывают на неэффективность существующей системы водно-экологического нормирования. Для исправления ситуации необходимо скорректировать представление о ПДК как о “максимальной концентрации загрязняющего вещества, при которой в водном объекте не возникает последствий, снижающих его рыбохозяйственную ценность” [8]. Данное определение противоречит здравому смыслу хотя бы потому, что зависимости доза-эффект – гладкие. Следовательно, “последствиями” сопровождаются любые дозы загрязнения, и необходима опора на концепцию недопустимого риска причинения вреда.

Выполненный анализ показал: даже если не переводить пробу водной экосистемы в лабораторную среду, а отделить от окружения сеткой, то и тогда ее реакция на загрязнение резко изменяется ($\Delta/\bar{x}$ = = 30%). При этом гипотеза об адекватности зависимостей доза-эффект в лабораторных и в природных условиях подтверждается при недопустимо низком статистическом уровне значимости (α = 0.01). Следовательно, установленные ПДК невозможно считать нормативами, заслуживающим доверия, и необходима их оптимизация для конкретных водных систем. ПДК таких загрязнителей как алюминий в зависимости от pH, жесткости воды и других факторов в некоторых странах различаются в десятки раз [2, 8], в то время как в России эта величина зафиксирована на одном единственном уровне. Корректировка ПДК для отдельных водных систем – это задача, продиктованная требованиями реформы технического регулирования, без решения которой не удастся сохранить водный фонд России и вписаться в глобальный рынок водоемкой продукции и пресной воды в условиях ее нарастающей нехватки в мире [6]. Решение указанной задачи требует основательного мониторинга, но позволит встроить водопользование в рыночную экономику и уменьшить риски принятия ошибочных решений в области водно-экологического нормирования на 2–3 порядка – именно на это число порядков использование статистического допускового контроля позволяет снизить промышленные риски.

Правовые и нормативно-технические основы, обязывающие пересмотреть представление о ПДК и корректировать этот норматив для конкретных систем, приведены в табл. 5.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Александровская Л.Н., Аронов И.З., Круглов В.И. и др.* Безопасность и надежность технических систем. М.: Логос, 2008. 378 с.
2. *Булгаков Н.Г.* Индикация состояния природных экосистем и нормирование факторов окружающей среды. Обзор существующих подходов // Успехи соврем. биологии. 2002. Т. 122. № 2. С. 115–135.
3. *Булгаков Н. Г., Левич А. П., Максимов В. Н.* Региональный экологический контроль на основе биотических и абиотических данных мониторинга. Нижний Новгород: Изд-во Нижегородского ун-та, 2003. 260 с.
4. ГОСТ Р 51898-2002. Аспекты безопасности. Правила включения в стандарты. М.: Госстандарт России, 2002. 32 с.

5. ГОСТ Р ИСО 5725-2-2002. Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Ч. 2. М.: Госстандарт России, 2002. 29 с.

6. *Данилов-Данильян В.И., Лосев К.С.* Потребление воды. Экологический, экономический, социальный и политический аспекты. М.: Наука, 2006. 220 с.

7. *Данилов-Данильян В.И., Розенталь О.М.* Парадоксы экологического нормирования // Стандарты и качество. 2007. № 5. С. 42–44.

8. Методические указания по установлению эколого-водохозяйственных нормативов загрязняющих веществ для воды водных объектов, имеющих рыбохозяйственное значение. М.: ВНИИРО, 1998. 146 с.

9. *Callow P.* Ecological risk assessment // Ecotoxicol. Environ. Safety. 1998. V. 40. № 1–2. P. 15–18.

10. *Jones R.H., Molitoris B.A.* A statistical method for determining the breakpoint of two lines // Anal. Biochem. 1984. V. 141. № 1. P. 287–290.

11. *Meire P.M., Dereu J.* Use of the abundance/biomass comparison method for detect ing environmental stress: some considerations based on inertial macrozoobenthos and bird communities // J. Appl. Ecol. 1990. V. 27. № 1. P. 210–221.