бального моделирования // Моделирование устойчивого регионального развития. Материалы третьей международной конференции. Часть II, Нальчик, 2009. С.140-148.

2. *Хамби Э.* Программирование таблиц решений. М: Мир, 1976. – 86 с.

3. *Болгов М.В., Левит-Гуревич Л.К.* Задачи и функции системы поддержки водохозяйственных решений по управлению водными ресурсами Нижней Волги // Водные ресурсы. 2013. Т. 40. №5. - С. 507-518.

4. *Левит-Гуревич Л.К.* Метод динамического программирования выбора рационального водораспределения в дельте реки// Известия Самарского научного Центра РАН, Том 12, № 1(4), Самара: - изд-во Самарского научного Центра, 2010. - С. 950-957.

РИСК-ОРИЕНТИРОВАННЫЙ МОНИТОРИНГ КАЧЕСТВА ВОД КАК УСЛОВИЕ ОБЕСПЕЧЕНИЯ ДОСТОВЕРНОЙ ВОДНО-ЭКОЛОГИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ

Розенталь О.М.
Институт водных проблем РАН, Москва,
orosental@rambler.ru

Мониторинг качества вод обеспечивает органы управления и водопользователей информацией о составе и свойствах вод, достоверность которой снижается в условиях пространственно-временной изменчивости контролируемых показателей. Для иллюстрации трудностей интерпретации результатов мониторинга качества вод рассмотрим пример (рис. 1), свидетельствующий о неоднозначности заключений органов водного контроля, получаемых при анализе проб, отобранных с разной периодичностью.

Если учитываются только результаты ежемесячного анализа (здесь – в июне-ноябре), то о промежуточной концентрации можно судить, соединив соответствующие точки №№1, 5, 9, 13, 17, 21 прямыми отрезками (сплошная линия на рис. 1). Если же проводится также анализ через полмесяца (№№ 3, 7, 11, 15, 19), то получим более детальную информацию (штриховая линия), а если раз в неделю – еще более детальную (пунктирная). Поскольку предельно допустимая концентрация меди (ПДК) равна 1 мкг/дм^3, то видно, что результаты ежемесячных наблюдении свидетельствуют о соответствии воды установленному требованию, а результаты еженедельных измерений – о преимущественном несоответствии (в 12 случаях из 21). При этом данные промежуточных измерений указывают на эпизодические несоответствия (в 3 случаях из 11).

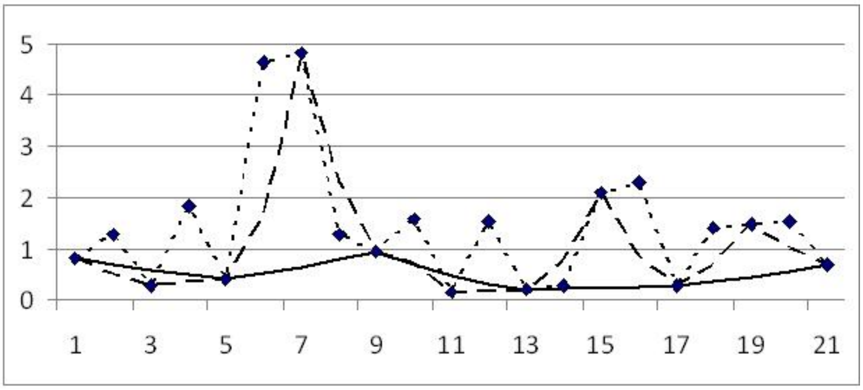

Рис.1 – Концентрация меди, мг/дм^3 в р. Тагил (Иртышский бассейновый округ) на створе ниже г. Н.Тагил в летне-осенний период 2007 г.

Неоднозначность заключений связана с опорой органов водного контроля на концепцию «абсолютной точности», в рамках которой выясняется выполнение неравенства $\text{C} \leq \text{ПДК}$ (C и ПДК – фактическая и предельно допустимая концентрация загрязняющего вещества в воде). Необходим отказ от такого подхода и принятие концепции приемлемого риска, ограничивающего следующую вероятность Р:

$$\text{P}\{\text{C} \leq \text{ПДК}\} \geq R_з , \qquad (1)$$

где, $R_з$ – заданное значение вероятности, 1- $R_з$ – приемлемый риск.

Вероятность может быть «измерена» только косвенными методами (выборочного контроля), что ограничивает набор методов оценки соответствия воды установленным требованиям. Общее правило такой оценки основано на выполнении условия, определяющего так называемый толерантный интервал

$$\text{P}\left\{\int_A^B f(x)dx \geq R_3\right\} = \gamma , \qquad (2)$$

где $f(x)$ – плотность распределения вероятности измеряемого показателя x, γ – доверительная вероятность.

В современной практике водного контроля оценивается не уровень удаленности исследуемой концентрации от ее нормативного значения, а лишь констатируется факт нормативной/сверхнормативной концентрации загрязняющего воду вещества. В рамках концепции приемлемого риска это соответствует случаю использования непараметрического толерантного интервала, не зависящего от вида плотности вероятности контролируемого показателя. Количественно разность $|C - ПДК|$ не оценивается, а лишь учитывается число d неудовлетворительных результатов измерений и *n-d* удовлетворительных из их общего числа *n*, а также соответствующие оценки вероятности $\hat{R} = 1 - \frac{\hat{d}}{n}$ и $1 - \hat{R} = \frac{\hat{d}}{n}$.

Здесь вместо истинного числа несоответствий d фиксируется выборочное значение $\hat{d}$, представляющее собой случайную величину. Поэтому случайной оказывается точечная оценка вероятности $\hat{R}$, вместо которой может быть построен непараметрический толерантный интервал, ограниченный вероятностями нижней ($R_н$) и верхней ($R_в$) доверительными границами. Для этого следует задать доверительную вероятность $\gamma = \mathrm{P}\{R_H \le R \le R_B\}$ с ограничением отличия $\hat{d}$ от d сверху и снизу: $P\{d \le \hat{d}\} = 1 - \gamma_2$, $\mathrm{P}\{d \ge \hat{d}\} = 1 - \gamma_1$, $\gamma_1 + \gamma_2 - 1 = \gamma$.

Относительно оцениваемого неизвестного значения R могут быть сформированы гипотезы, представленные в табл. 1. Для односторонних решающих правил принимается либо $\gamma_1 = 1$ (для $R_н$), либо $\gamma_2 = 1$ (для $R_в$). Выбор нулевой гипотезы имеет важное значение. Так, при выборе нулевой гипотезы в ситуации №1 (гипотезы «недоверия») и выполнении условия $R_н > R_з$ вероятность ошибки первого рода α (то есть вероятность $R \le R_з$) мала. Однако из опущенных здесь известных уравнений Клоппера-Пирсона для интервальной оценки R [1] следует, что при $R_н = R_з$ вероятность получить необходимую для выполнения условия $R_н > R_з$ комбинацию (n, $\hat{d}$) также мала, и будет признано несоответствие контролируемого показателя нормативу.

Таблица 1 – Гипотезы, сформированные относительно оцениваемого неизвестного значения R

№	Нулевая гипотеза H_0	Альтернативная гипотеза H_1	Решающие правила		Ошибки	
			Принятие H_0	Принятие H_1	α	β
1	$R \le R_з$	$R > R_з$	$R_н \le R_з$	$R_н > R_з$	$1-\gamma_2$	γ_2
2	$R \ge R_з$	$R < R_з$	$R_в \ge R_з$	$R_в < R_з$	$1-\gamma_1$	γ_1

Обозначения в табл. 1: $\alpha = \text{Вер}\{\text{пр}H_1 / H_0\}$ и $\beta = \text{Вер}\{\text{пр}H_0 / H_1\}$.

Для получения высокой вероятности требуемой комбинации $(n, \hat{d})$ нужно при фиксированном n либо иметь «запас» типа $R_1 >> R_3$, либо допускать большее число нарушений требований к контролируемому показателю (концентрации загрязняющего воду вещества).

Аналогичные рассуждения могут быть проведены в случае проверки нулевой гипотезы о «соответствии». При выполнении условия $R_в < R_з$ вероятность неравенства $R \ge R_з$ мала, однако из уравнений Клоппера-Пирсона следует, что при $R_в = R_з$ вероятность получить комбинацию $(n, \hat{d}-1)$ велика. Поэтому в том случае, когда $\hat{d} > d-1$ (повышенное число несоответствий), скорее всего, принимается нулевая гипотеза, так что вода не будет признана несоответствующей. Для признания несоответствия необходим «недобор» по вероятности ($R_2 << R_з$), либо большее число наблюдаемых несоответствий.

Как следует из изложенного, ошибки первого и второго рода α и β для двух рассмотренных нулевых гипотез имеют различное содержание. При проверке гипотезы о несоответствии α — это вероятность реализации неравенства $R \le R_з$ при принятии решения о соответствии ($R > R_з$), а β — вероятность $R > R_з$ при принятии решения $R \le R_з$. При проверке гипотезы о соответствии α — вероятность реализации неравенства $R \ge R_з$ при принятии решения $R < R_з$, а β — вероятность $R < R_з$ при решении $R \ge R_з$.

На основании проведенного выше исследования можно сделать выводы о качестве воды путем оценки числа проб с нормативной и сверхнормативной концентрацией загрязняющих веществ без численного учета значения величиной и нормативом $|C - ПДК|$. Однако, численный учет этого интервала позволяет сократить необходимое для заключений контролирующих органов количество измерений. В этом случае используется параметрический толерантный интервал, зависящий от вида плотности вероятности контролируемого показателя.

Прежде чем показать это, отметим, что если бы закон распределения исследуемой концентрации C был известен, то вопрос о соответствии воды установленным требованиям проводился бы расчетным методом. Так, в случае нормального закона распределения $C \sim N(m, \sigma^2)$ и условия $\mathrm{P}\{\mathrm{C} \le \mathrm{ПДК}\} > R_з$ имеем следующее решающее правило для признания соответствия воды установленным требованиям: $m + U_{R_з}\sigma < ПДК$, где m – математическое ожидание, σ – стандартное отклонение, $U_{R_з}$ – квантиль стандартного нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

Однако, на практике параметры m, σ^2 неизвестны, и их оценивают путем обработки данных измерений: $\overline{C} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} C_i$; $S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(C_i - \overline{C}\right)^2$, где C_i – концентрация исследуемого вещества в воде при i-ом измерении (i=1,..,n). Для получения решающих правил в этом случае необходимо знать распределение случайной величины $\overline{C} + kS$, где $k \ne U_{R_з}$ учитывает отличие статистических оценок от истинных значений оцениваемых параметров.

В соответствии с [2] случайная величина $k = \frac{ПДК - \overline{C}}{S}$, начиная уже с $n \ge 5$ близка к нормальной с математическим ожиданием $M[k] = U_R$ и дисперсией $D[k] = \frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}$, благодаря чему могут быть построены двусторонние доверительные границы:

$k_H = U_R - U_{\frac{1+\gamma}{2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$; $k_B = U_R + U_{\frac{1+\gamma}{2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$ или односторонние доверительные границы: $k_H = U_R + U_{1-\gamma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$; $k_B = U_R + U_{\gamma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$. При подстановке $U_R = U_{R_з}$ получим значения коэффициента, определяющего параметрический толерантный интервал при признании соответствия или несоответствия воды установленным требованиям: $\overline{C} + k_B S \le ПДК$; $\overline{C} + k_H S \ge ПДК$.

Так, например, для $R_з = 0.99$, $\gamma = 0.9$, $U_{R_з} = 2{,}327$ коэффициент k_B меняется от 4,6 до 2,4, а k_H – от 1, 25 до 2,26 при увеличении n от 5 до 1000. В общем случае необходимый объем измерений может быть рассчитан, исходя из допустимого отклонения коэффициента k от своего предельного значения $U_{R_з}$.

Сравним теперь возможности методов непараметрического и параметрического интервалов для обработки результатов измерений состава вод. Воспользуемся типичными значениями следующих величин: $R_з = 0{,}99$, $\gamma = 0{,}9$. Тогда для одностороннего решающего правила получим из уравнений Клоппера-Пирсона при $\hat{d} = 0$ условие: $R_з^n = 1 - \gamma$. Подставляя в него заданное $\gamma = 0{,}9$, находим, что при непараметрическом методе необходимо провести n=230 проверок для установления справедливости гипотезы «недоверия». Используя же приведенные выше выражения для односторонних доверительных границ в методе параметрического интервала, получим существенно более низкий результат: $n = 35$.

Заметим в заключение, что защита гидробиоты в промышленных зонах с повышенным уровнем водопользования и связанной с этим значительной нестабильностью состава вод часто требует ограничения предельно допустимой дисперсии $\sigma = \sigma_з$. Например, Директива 91/271/ЕЭС Совета Европейских сообществ "Об очистке городских сточных вод" от 21 мая 1991 года ограничивает эту величину уровнем 2ПДК. Одновременно следует ограничивать также требования к математическому ожиданию и дисперсии: $m = m_з$, $\sigma^2 = \sigma_з^2$, скорее всего, предприятием-водопользователем. Тогда задача проверки статистических гипотез будет уже не одномерной, а двумерной, что означает применение доверительной вероятности в соответствии с правилом $\gamma_{общ} = \gamma_1 \cdot \gamma_2$, так что $\gamma_{общ} = 0{,}9$ можно получить при $\gamma_1 = \gamma_2 = 0{,}95$.

Выводы. 1. Наиболее доступным для решения задач водного контроля и мониторинга качества вод является метод непараметрического толерантного интервала, не требующий информации о законе распределения вероятностей исследуемого показателя качества вод. Недостаток этого метода связан с необходимостью повышенного объема измерений.

2. С точки зрения получения достоверной информации о контролируемых показателях при минимальном количестве измерений более эффективен метод параметрического интервала.

Литература

1. *Судаков Р.С.* Теория испытаний. – М.: Изд-во военной академии ПВО. – 1985. – 228 с.

2. *Джонсон Н. Лион Ф.* Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. – Москва: Мир, 1980, 610 с.

ПРОБЛЕМЫ И ПЕРСПЕКТИВЫ ИНТЕГРИРОВАННОГО УПРАВЛЕНИЯ ВОДНЫМИ РЕСУРСАМИ В СТРАНАХ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА

Сивохип Ж.Т.
Институт степи УО РАН, г. Оренбург
sivohip@mail.ru

Одной из ключевых проблем в современном мире является неравномерное распределение водных ресурсов и недостаточная обеспеченность населения и экономики многих стран пресными водами. Особая напряженность водно-экологических ситуаций наблюдается в границах международных трансграничных речных бассейнов, которые занимают около 45% территории суши. В пределах данных территорий проживает около 40% населения мира и сосредоточено более 60%