

МОДЕЛЬ ДЛЯ ОЦЕНКИ КОНТРОЛЯ И УПРАВЛЕНИЯ КАЧЕСТВОМ ВОДЫ НА ТРАНСГРАНИЧНЫХ ВОДНЫХ ОБЪЕКТАХ¹

© 2024 г. О. М. Розенталь^а, В. О. Полянин^а, Т. Н. Синцова^{б, *}

^а Институт водных проблем РАН, Москва, 119333 Россия

^б Горный институт УрО РАН, Пермь, 614007 Россия

*e-mail: tanya_sinzova@mail.ru

Поступила в редакцию 01.02.2024 г.

После доработки 29.02.2024 г.

Принята к публикации 29.02.2024 г.

Трансграничный перенос загрязнений русловыми водными потоками создает эколого-экономические потери на территориях, расположенных ниже по течению рек. При этом очень серьезные проблемы возникают не только на водотоках, пересекающих государственные границы, но границы между отдельными субъектами одной страны. В первую очередь возникает проблема достоверности оценки качества вод в условиях существенной нестабильности гидрологического режима на основе действующих систем мониторинга. Данная задача рассматривается на примере трансграничной р. Урал. Предложен алгоритм формирования конструктивного диалога между заинтересованными сторонами путем учета статистических характеристик результатов измерений, полученных на соседних створах гидрохимического наблюдения. Показана целесообразность учета с этой целью порога различимости контролируемых показателей, оценки и регулирования ошибок 1-го и 2-го рода. Продемонстрирована возможность установления экономических потерь из-за отсутствия конструктивных отношений сторон в части оценки контролируемых показателей.

Ключевые слова: качество воды, трансграничные водные объекты, загрязняющие вещества, река Урал.

DOI: 10.31857/S0321059624050125 EDN: VWZYSX

ВВЕДЕНИЕ

Основной канал миграции загрязняющих веществ во внутриконтинентальных водных системах — их перенос русловыми водными потоками [8, 13], создающий значительные сложности водопользования на территориях, расположенных ниже по течению рек в случаях высокого загрязнения вод на вышерасположенных участках. Это особенно нежелательно, если отходы из одной страны перемещаются через границу и подвергаются отрицательному воздействию водные экосистемы другой страны, создавая здесь экологические и экономические ущербы, требующие политического урегулирования. Поэтому важное значение имеет объективность оценки качества воды в контрольных створах, фиксация их в соответствующих межгосударственных соглаше-

ниях в области гидрометеорологии, обеспечение сопоставимости системы контроля качества вод на трансграничных реках, недопустимость их сверхнормативного загрязнения из-за функционирования промышленных и сельскохозяйственных комплексов, расположенных выше по потоку. В частности, эта проблема очень актуальна для оценки миграции загрязняющих веществ между Россией и Казахстаном в бассейне р. Урал, где развиты нефтегазохимическая, металлургическая и другие водоемкие отрасли промышленности, а также производство сельскохозяйственной продукции.

Корректный подход к решению задач совместного управления трансграничными водными ресурсами необходим, потому что достоверность измеренных показателей качества природных вод не может быть абсолютной вследствие, как минимум, двух причин:

— погрешности (или неопределенности) каждого выполненного измерения концентрации разных загрязняющих веществ $\pm (20 \div 80)\%$ от установленного норматива;

¹ Работа выполнена в рамках Государственного контракта “Экологическая оценка последствий регулирования стока в трансграничном бассейне трансграничной р. Урал (Жайык) и разработка научно-обоснованных предложений по экологической реабилитации, сохранению и восстановлению трансграничной реки Урал (Жайык)”.

– отклонения результатов исследования проб воды вследствие случайного характера контролируемых показателей от их средних значений (отличия выборочной совокупности данных от средних характеристик генеральной совокупности) [5, 16, 17].

Условием устойчивого водопользования в данном случае являются рекомендации, сформированные на основе предлагаемого в данной работе анализа результатов измерений концентраций загрязняющих веществ в воде.

АНАЛИЗ ПРОБЛЕМЫ СТАТИСТИКИ ХИМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ВОДЫ

Численные значения гидрохимических показателей качества воды являются в общем случае случайными величинами, в то же время при этом для решения очень широкого круга прикладных задач необходимы их точечные оценки. В связи с этим возникает серьезная проблема – построение таких точечных показателей, которые характеризуются максимальной устойчивостью, наименьшей дисперсией при заданном объеме выборки.

Традиционно для этих целей используется среднеарифметическое значение, однако эта оценка наиболее эффективна, только если рассматриваемая выборка имеет распределение, близкое к нормальному, и не характеризуется наличием “тяжелых” хвостов.

В то же время содержание консервативных ингредиентов в водотоках в первую очередь определяется сопряжением двух, как правило, независимых процессов – интенсивностью поступления в водный объект загрязняющих веществ q , г/с, и расходом воды водотока-приемника Q , м³/с, при этом при полном перемешивании $C(t) \sim q(t)/Q(t)$.

При этом характер распределения процесса $C(t)$ определяется распределением процессов $q(t)$, $Q(t)$ [11]. Так, в простейшем случае, если колебания $q(t)$ и $Q(t)$ описываются нормальным распределением, то распределение $C(t)$ должно описываться распределением Коши, для кото-

рого оценки среднеарифметического значения являются несостоятельными. При этом, как показано в [18, 21], их несостоятельность начинает явно проявляться при $Cv \geq 1$. В то же время, если $Cv \ll 1$, то распределение $C(t)$ весьма близко к нормальному. Поэтому все представленные в работе параметрические оценки в строгой постановке корректны только при нормальном распределении гидрохимических показателей качества воды.

В связи с этим проблема корректности оценок качества воды на пограничных – межгосударственных створах приобретает особую актуальность. Так как эффективность точечных оценок принципиально зависит от характера статистического распределения рассматриваемых выборок, если априорно оно не известно, то, как отмечал А.Н. Колмогоров еще в 1934 г. [11], в этом случае эффективнее всего использовать вместо среднеарифметического значения их медиану, т. е. квантиль порядка 50%.

Так как статистические характеристики качества воды в водотоках, как правило, характеризуются значительной как пространственной, так и временной неоднородностью, то корректное сопоставление этих величин можно проводить, если рассматриваемые выборки были получены в близких однородных точках опробования за идентичный период. В противном случае возникает весьма сложная проблема оценки пространственно-временных неоднородностей рассматриваемых показателей качества воды. При этом необходимо учитывать, что определение химических показателей качества воды вряд ли чисто технически проводится разными лабораториями на основе разделения единых проб воды. В связи с этим наряду с чисто метрологическими вопросами анализа лимитирующих показателей качества воды возникает проблема пространственной и временной изменчивости данных показателей при их относительно небольшом времени осреднения.

Характерное время отбора пробы воды при выполнении батиметрической съемки составляет ~ 100 с, при этом происходит практически точечный отбор проб $L_{oc} \sim 0.1$ м. Возникает принципиальная задача – насколько объективно качественные характеристики получены при

таких пространственно-временных масштабах осреднения, насколько корректно можно характеризовать качество воды в створе, по крайней мере за суточный интервал, при котором гидрологические характеристики могут считаться за пределами паводковых периодов постоянными. Характерные внутрисуточные колебания показателя (удельной электропроводности) химического состава воды в водном объекте представлены на рис. 1.

Метрологическая погрешность измерения данного показателя составляет $\sigma < 10\%$. Эффективность данного очень удобно измеряемого показателя качества воды состоит в первую очередь в том, что он очень тесно связан с общей минерализацией воды. Для р. Камы в районе г. Березники Пирсоновский коэффициент корреляции между удельной электропроводностью воды и ее общей минерализацией составляет $R^2_{\text{КС}} \sim 0.94$. Как следует из рис. 1, суточный размах его относительного изменения $\Delta = 2 |(C_{\text{max}} - C_{\text{min}}) / (C_{\text{max}} + C_{\text{min}})| > 40\%$.

Возникает вопрос: как и насколько объективно единичная проба может характеризовать даже суточную динамику гидрохимических показателей качества воды. При этом временная неоднородность динамики гидрохимических показателей, как и их пространственная неоднородность, существенно влияет на их распределение по поперечному сечению водотока. Поэтому при сопоставимости гидрохимических показателей

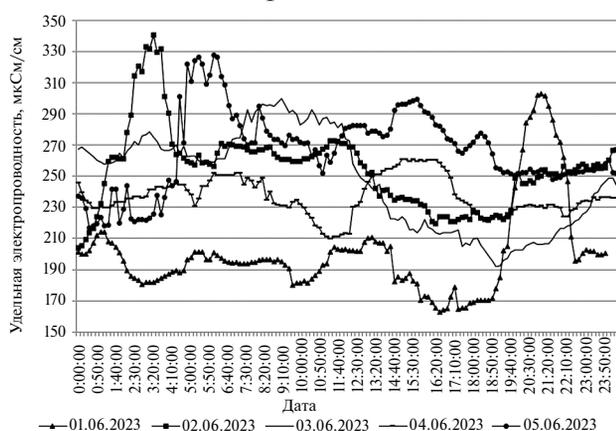


Рис. 1. Хронологические графики изменения удельной электропроводности воды в Каме (Камском водохранилище) в районе г. Березники в июне 2023 г. на глубине 6 м при частоте измерения 6/ч, или 1 измерение в 10 мин.

качества воды поверхностных водотоков можно, как минимум, выделить следующие аспекты:

- масштабы пространственно-временной однородности рассматриваемых показателей качества воды;

- для обеспечения корректной оценки необходимо, чтобы $L_c < L_{\text{мет}}$, $T_c < T_{\text{мет}}$, где L_c – характерный пространственный масштаб неоднородности распределения показателя качества воды; $L_{\text{мет}}$ – метрологический масштаб осреднения при измерении рассматриваемых показателей качества воды; T_c – характерное время масштаба временной неоднородности; $T_{\text{мет}}$ – временной масштаб осреднения при проведении измерений качества воды;

- статистические аспекты, оценка вероятностей наблюдаемых экстремальных значений, при этом параметрические методы статистического анализа корректно могут использоваться только при априорном допущении нормальности распределения рассматриваемых показателей.

Учитывая важность и серьезность рассматриваемой проблемы на трансграничном участке водных систем, необходимо переходить на автоматические системы контроля качества воды.

Фундаментальная проблема использования статистических методов в оценке качества воды состоит в том, что необходимо установление пространственно-временных масштабов, когда оцениваемые показатели являются состоятельными. При приемлемости данного требования следует рассматривать вероятность наблюдений, когда динамика рассматриваемых показателей качества воды представляет собой однородную выборку, состоящую из статистически не связанных между собой членов, подчиняющуюся нормальному закону распределения. При этом необходимо подчеркнуть, что концепция приемлемого риска не является до сих пор не только основой планируемой водоохранной деятельности, но и экологической безопасности в целом.

До сих пор нет конкретных указаний, с какой надежностью должны соблюдаться нормативные требования к качеству воды в зависимости

от вида водопользования. Формально все действующие нормативы качества воды исходят из концепции абсолютной надежности, т. е. абсолютного недопущения превышения нормативных требований.

По косвенным оценкам, например по действующим требованиям по установлению НДС [12], требования не превышения $C_{плк}$ в контрольном створе должны соблюдаться при минимальном месячном расходе воды года 95%-й обеспеченности. Из этого требования можно заключить, что для месячного интервала надежность соблюдения нормативных требований должна составлять 95%. Однако такое заключение корректно, только если допустить, что снижение содержания загрязняющих веществ происходит только вследствие процессов разбавления, интенсивность которых пропорциональна расходу воды.

Методы математической статистики в гидрохимическом исследовании в первую очередь необходимы и должны быть направлены на следующее:

– на обеспечение требуемой надежности функционирования систем водопользования по показателям качества воды;

– на оценку сопоставимости результатов нескольких параллельно функционирующих систем мониторинга, что принципиально важно для организации систем наблюдения за состоянием трансграничных рек.

При этом нет фундаментальных доказательств, что все статистические оценки химических показателей качества воды водных объектов не только безусловно состоятельны, но и описываются нормальным законом распределения.

В то же время допущение “нормальности” распределения рассматриваемых показателей качества воды принципиально упрощает все статистические процедуры.

ПРАКТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ДЛЯ ТРАНСГРАНИЧНОЙ РЕКИ УРАЛ

Для получения достаточно объективных оценок выполнен статистический анализ результатов измерений показателей качества воды бассейна р. Урал, которые в 2020–2022 гг. проводили:

– с казахской стороны – Комплексная лаборатория мониторинга загрязнения природной среды филиала РГП “Казгидромет” по Актюбинской области;

– с российской стороны – Испытательная лаборатория Оренбургского центра по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды – филиала Приволжского управления по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды.

Типичные полученные результаты демонстрируют высокую пространственно-временную

Таблица 1. Сопоставление среднеарифметических и среднеквадратических значений концентраций некоторых веществ в воде бассейна р. Урал

| Показатель | Хлорид-ион | Сульфат-ион | Ca | $\text{NH}_4 + \text{NH}_3$ | NO_2 | NO_3 | N сумм | Фосфат-ион | Fe _{общ} |
|---------------------------------|------------|-------------|--------|-----------------------------|---------------|---------------|--------|------------|-------------------|
| Данные Казахстана | | | | | | | | | |
| Среднеарифметическое значение | 137 | 62.000 | 63.714 | 1.439 | 0.011 | 1.310 | 1.455 | 0.019 | 0.069 |
| Среднеквадратическое отклонение | 79.282 | 28.461 | 28.710 | 0.373 | 0.005 | 1.608 | 0.376 | 0.013 | 0.073 |
| Коэффициент вариации | 0.58 | 0.46 | 0.45 | 0.26 | 0.45 | 1.2 | 0.26 | 0.68 | 1.06 |
| Данные России | | | | | | | | | |
| Среднеарифметическое значение | 224.1 | 131.5 | 69.20 | 0.29 | 0.01 | 0.64 | 0.95 | 0.04 | 0.13 |
| Среднеквадратическое отклонение | 173.2 | 39.05 | 21.03 | 0.24 | 0.02 | 0.68 | 0.74 | 0.04 | 0.16 |
| Коэффициент вариации | 0.77 | 0.30 | 0.30 | 0.83 | 2.0 | 1.06 | 0.78 | 1.0 | 1.2 |

вариабельность контролируемых показателей, как это следует из табл. 1.

Как видно по табл. 1, российской части бассейна р. Урал свойственно повышенное содержание в воде хлоридов, сульфатов, фосфатов, вероятно, входящих в состав соединений железа, меди, цинка, никеля и хрома. Во всех случаях обнаружен повышенный коэффициент вариации, в отдельных случаях он ≥ 1.0 . Таково следствие выраженной вариабельности контролируемых показателей, как это видно из рис. 2.

Из рис. 2 следует, что если бы выводы о качестве воды делались по результатам первых девяти месяцев 2020 г. или последних четырех месяцев 2021 г., то можно было бы считать, что концентрация железа – ниже предельно допустимой (ПДК = 1 мг/дм³), но по результатам всего ряда наблюдений такого вывода сделать нельзя. В противном случае в соответствии с ФЗ-102 “Об обеспечении единства измерений” имеет место “частичное игнорирование обстоятельств” [19], что, в соответствии с Арбитражным процессуальным кодексом РФ, является основанием “недоказанности имеющих значение обстоятельств” [3]. Таково правило, в равной мере касающееся также цинка и меди (рис. 2) и других загрязняющих воды бассейна р. Урал веществ.

Как видно из представленных результатов, трудности формирования конструктивных водных отношений сторон, контролирующих трансграничный перенос воды, возникают по причине плохой различимости соответствия или

несоответствия контролируемых показателей установленным требованиям, тем более что выводы опираются на результаты выборочных измерений, выполняемых через периоды, намного более длинные, чем время, в течение которого состав воды может измениться от соответствующего установленным нормативам до сверхнормативного. Соответственно, результаты измерительного контроля могут быть ошибочными.

Учет последнего обстоятельства требует, чтобы результат каждого измерения рассматривался как величина случайная, а заключение – как предположение, достоверность которого оценивалась бы по правилам, известным в прикладной математической статистике как проверка гипотез [2, 10].

Выборочный контроль

В наиболее простом случае проверяется гипотеза о том, что математическое ожидание концентрации C загрязняющего воду вещества нормально распределенной совокупности значений не превышает установленный норматив (ПДК): $\bar{C} \leq \text{ПДК}$. Здесь несмещенная выборочная оценка среднего составляет $\bar{C} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n C_i$ (n – объем выборки, C_i – результат i -го измерения) и подчиняется нормальному закону распределения вероятностей с дисперсией σ^2 .

Различие экспериментальных и действительных результатов определяется стандартным нормальным распределением $\frac{\bar{C} - C}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \rightarrow u(0;1)$, ха-

рактеризующим вероятностную меру близости действительных и измеренных значений контролируемой величины.

Последнее выражение позволяет сформулировать нулевую гипотезу $H_0: C \leq \text{ПДК}$, – означающую, что для данного контролируемого показателя установленные требования выполняются в виде:

Последнее выражение позволяет сформулировать нулевую гипотезу $H_0: C \leq \text{ПДК}$, – означающую, что для данного контролируемого показателя установленные требования выполняются в виде:

$$\frac{\bar{C} - \text{ПДК}}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq u_{1-\alpha}, \tag{1}$$

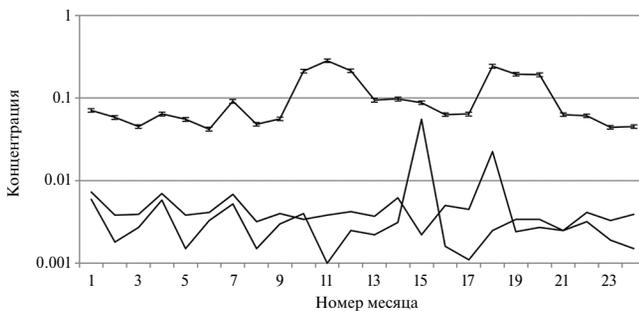


Рис. 2. Концентрация (мг/дм³) железа (верхняя линия), цинка (средняя по большинству данных) и меди (нижняя) в 2020–2021 гг. на створе Веселый Первый притока Илек р. Урал по данным Оренбургского ЦГМС в логарифмическом масштабе.

где $u_{1-\alpha}$ – квантиль стандартного нормального распределения, α – уровень значимости, характеризующий ошибку 1-го рода, означающую, что удовлетворительный состав речной воды будет ошибочно воспринят как неудовлетворительный.

Правило $C \leq \text{ПДК}$ гарантированно выполняется, только если $\bar{C} \ll \text{ПДК}$, так что разность между этими величинами намного превышает σ . На практике это неравенство нередко нарушается при $\bar{C} \rightarrow \text{ПДК}$.

При $\bar{C} > \text{ПДК}$ вводится альтернативная гипотеза H_1 , характеризующая ошибку 2-го рода β , означающую, что неудовлетворительный состав речной воды будет ошибочно воспринят как удовлетворительный. Здесь $C = \text{ПДК} + \delta$ (δ – порог различимости введенных гипотез) и выполняется неравенство:

$$\frac{\bar{C} - \text{ПДК}}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} > u_{\beta}. \quad (2)$$

Увеличение β является характеристикой сближения значений \bar{C} и ПДК, в данном случае – со стороны повышенных значений $\bar{C} > \text{ПДК}$. При этом имеется так называемая “область неразличимости” введенных статистических гипотез, предельное значение которой следующее:

$$u = u_{1-\alpha} - u_{\beta}, \quad (3)$$

где $u = \delta\sqrt{n}/\sigma$. Отсюда полный порог различимости $\delta = \sigma/\sqrt{n} (u_{1-\alpha} - u_{\beta})$.

Следовательно, если проверяется гипотеза

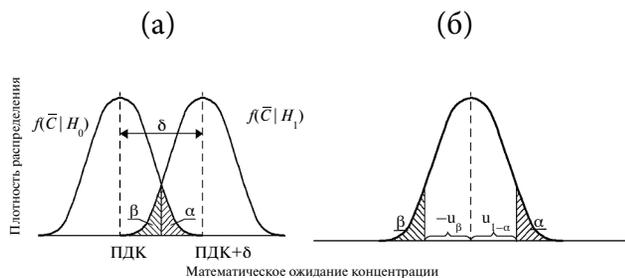


Рис. 3. Иллюстрации к задаче о принятии альтернативной гипотезы (а), к оценке достоверности информации (б).

о том, что $C = \text{ПДК}$, то с вероятностью β может быть верна гипотеза $C = \text{ПДК} + \delta$ (рис. 3а), так что граничное правило принятия альтернативной гипотезы есть

$$\frac{\bar{C} - \text{ПДК} - \delta}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = u_{\beta}. \quad (4)$$

Нетрудно видеть (рис. 3б), что разность $u_{1-\alpha} - u_{\beta}$ соответствует вероятности $1 - (\alpha + \beta)$, т. е. величине, которая в литературе [1, 9] рассматривается как “интуитивно очевидный” показатель достоверности заключений контролирующего органа. Ограниченность такого подхода связана с тем, что в данной постановке задачи не учитывается нелинейный характер зависимостей $u_{1-\alpha} = f_1(\alpha)$, $u_{\beta} = f_2(\beta)$ и взаимосвязь α и β .

ПРИМЕР 1

На створе 1 (п. Целинный) вода по концентрации в ней хрома общего в 2015–2018 гг. соответствует установленным требованиям. Вычислить, каким образом будут изменяться ошибка 2-го рода на створе 2 (здесь – риск водопотребителя (п. Веселый Первый)) и порог различимости при снижении ошибки 1-го рода (риска контроля на вышерасположенном створе) до уровня значимости $\alpha = 0.05$ или 0.01 , если $\alpha = \beta = 0.1$.

Решение

Если $\alpha = \beta = 0.1$, то $\delta\sqrt{n}/\sigma = 2 \times 1.28 = 2.56$. Пусть, однако, нулевая гипотеза может быть принята только на уровне значимости $\alpha = 0.05$, так что $u_{1-\alpha} = 1.645$. Для того, чтобы сохранить вышеприведенное значение $\delta\sqrt{n}/\sigma$, необходимо принять $u_{\beta} = -0.915$, при котором $\beta = 0.18$, т. е. с уменьшением значения α в 2 раза значение β возрастает в ~ 1.8 раз. По линейной зависимости $1 - (\alpha + \beta)$ величина β должна была бы возрасти в 1.5 раза и составить 0.15. При этом $\delta\sqrt{n}/\sigma_0$ составило бы значение 2.682. При $\alpha = 0.01$ ($u_{1-\alpha} = 2.327$) и при нелинейном подходе $u_{\beta} = -0.233$, $\beta = 0.41$. А при линейном подходе и фиксированной величине $1 - \alpha - \beta$ имеем: $1 - \beta = 0.19$ и $\delta\sqrt{n}/\sigma = 3.205$. Таким образом, условием наименьшего значения $\delta\sqrt{n}/\sigma$ является равенство ошибок 1-го и 2-го рода, а нелинейный подход обеспечивает меньший порог различимости между нулевой

и альтернативной гипотезами, однако – большее значение величины β .

Заметим также, что величина $\delta\sqrt{n}/\sigma = u_{1-\alpha} - u_{\beta}$, характеризующая порог различимости выборочного контроля, напрямую зависит от квантилей u_{α} , u_{β} , а не от вероятностей α , β , которые, вообще говоря, не являются независимыми, поскольку увеличение α приводит к снижению β и наоборот. Поэтому в качестве показателя достоверности выборочного контроля скорее, чем величину $1 - (\alpha + \beta)$, можно было бы рассматривать $\delta\sqrt{n}/\sigma$, хотя и это вызывает сомнения, так как $\delta\sqrt{n}/\sigma = 0$ при $\alpha = \beta = 0.5$ (т. е. при принятии решения $\bar{C} = \text{ПДК}$ без учета погрешности измерений). Тем не менее использование $\delta\sqrt{n}/\sigma$ полезно в качестве характеристики погрешности статистического решения, “разделение” которой на слагаемые, зависящие от α и β , можно проводить на основе сопоставления потерь, связанных с рисками поставщика (п. Целинный) и потребителя (п. Веселый Первый). В теории проверки статистических гипотез условие (3) обычно используют для обоснования объема выборки n . При этом легко обосновать экономически доступный и экологически приемлемый объем выборки.

Случай единичного измерения

Пусть проведено измерение, результат которого описывается законом распределения $C \rightarrow f(C_i, \sigma^2)$, и установлена граница допуска ПДК. Тогда “строгое” ограничение имеет вид $C_i - \text{ПДК}$, а “нестрогое” – $C_i \leq \text{ПДК}$. Последнее неравенство принято в современной практике контроля, но недоучитывает ошибок, возникающих из-за погрешности измерений и изменчивости контролируемых показателей. Безошибочное правило гласит, что соответствие соблюдается “если нижняя граница доверительного интервала не выше номинального значения” – ГОСТ 34100.3-2017 [7]. При этом решающее правило имеет вид:

$$\frac{C_i - \text{ПДК}}{\sigma} \leq u_{1-\alpha} \tag{5}$$

Следовательно, нулевая гипотеза принимается, если $C_i - \text{ПДК} \leq \sigma \times u_{1-\alpha}$ и контрольный допуск расширяется на величину $\sigma u_{1-\alpha}$. В этом случае увеличение уровня значимости α , сужающее допуск $C_i - \text{ПДК}$, выгодно пользователю воды,

Таблица 2. Квантили $u_{1-\alpha}$ стандартного нормального распределения

| | | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|--------|------|
| α | 0.01 | 0.05 | 0.10 | 0.1587 | 0.50 |
| $u_{1-\alpha}$ | 2.326 | 1.645 | 1.282 | 1.0 | 0.0 |

а уменьшение – органу контроля, заинтересованному в увеличении допуска, который, например, при $\alpha = 0.01$ превышает 2σ (табл. 2).

В рассматриваемом случае нестрогого ограничения ошибку 2-го рода β можно определить, задав альтернативную гипотезу $H_1: C_i > \text{ПДК}$ или (в пределе) $C_i = \text{ПДК} + \delta$. Поэтому предельное правило принятия этой гипотезы имеет вид:

$$\frac{C_i - \text{ПДК} - \delta}{\sigma} = u_{\beta} \tag{6}$$

откуда с учетом (4) при $n = 1$ получим соотношение:

$$\frac{\delta}{\sigma} = u_{1-\alpha} - u_{\beta} = u_{1-\alpha} + u_{1-\beta} \tag{7}$$

Если задается строгое ограничение $C_i < \text{ПДК}$, то решающее правило принятия гипотезы $C_i = \text{ПДК}$ уже имеет вид

$$\frac{C_i - \text{ПДК}}{\sigma} = u_{\alpha} \tag{8}$$

Соответственно, при изменении уровня значимости риски заинтересованных сторон будут противоположны полученным выше для нестрогого ограничения. В целом при попадании результатов измерений в зону $\pm \sigma u_{1-\alpha}$ достоверность информации о составе воды характеризуется величиной $\pm \delta/\sigma$.

Изменяется альтернативная гипотеза, и вместо

(6) имеем: $\frac{C_i - \text{ПДК} + \delta}{\sigma} = u_{1-\beta}$ или с учетом (8):

$$\frac{\delta}{\sigma} = -(u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}), \tag{9}$$

где δ показывает, насколько C_i должно быть меньше ПДК для решения задачи о соответствии воды установленным требованиям.

Задача контролирующих органов – исследование вероятности нарушения требований. Тогда нулевая гипотеза приобретает вид $C_i = \text{ПДК}$,

а альтернативная $C_i < \text{ПДК}$ или $C_i = \text{ПДК} - \delta$. Соответственно, ошибка 1-го рода α определяет вероятность принятия решения $C_i < \text{ПДК}$, если на самом деле $C_i \geq \text{ПДК}$, т. е. является риском органа контроля. Аналогично, ошибка 2-го рода β определяет риск водопользователя. Подобное расчетное соотношение условий различимости, при которых гипотеза H_1 принимается, когда $C_i < \text{ПДК}$ на величину δ , выгодно ответственному за качество воды пользователю на створе 2, но не выгодно для створа 1.

ПРИМЕР 2

Используя результаты исследования 30 проб (табл. 3, створ Веселый Первый) в 2015–2018 гг. выяснить, соответствовало ли в среднем содержание хрома общего в воде створа п. Целинный установленным требованиям. Сравнить достоверности заключений, получаемых с учетом и без учета контрольных допусков в случаях строгого и нестрогого ограничений значений контролируемого показателя.

Решение

Согласно данным табл. 3, средняя концентрация хрома – 69.5 мкг/дм³, $\sigma = 34.5$ мкг/дм³. В соответствии с приложением к приказу Минсельхоза от 13.12.2016 № 552 (с изменениями от 10.03.2020) ПДК хрома трехвалентного – 0.07 мг/дм³, шестивалентного – 0.02 мг/дм³ для рыбохозяйственных водоемов. Пусть с учетом правил [15] и решения главного государственного санитарного врача по Оренбургской области принято ПДК = 0.06 мг/дм³ для хрома общего.

При нестрогом ограничении $C_i \leq \text{ПДК}$ и $\alpha = 0.05$ контрольный допуск следует расширить на величину $\sigma u_{1-\alpha} = 34.5 \times 1.64 = 56.6$. Поэтому принимается решение о преобладающем соответствии воды установленным требованиям, так как этому условию не удовлетворяет только одна (10-я) проба из 30. Если при этом также $\beta = 0.05$, то порог различимости составляет $\delta/\sigma = 2 \times 1.64 = 3.28$, так что $\delta = 11.3$, т. е. возможно увеличение концентрации по сравнению с ПДК почти в 2 раза. В отличие от этого, при строгом ограничении $C_i < \text{ПДК}$ принимается решение о несоответствии, так как только 2 пробы удовлетворяют установленным требованиям. Без учета допуска устанавливается, что в данном случае ПДК < \bar{C} (60 < 69.5) и делается вывод о несоответствии воды установленным требованиям. Ошибочная оценка содержания хрома в воде, сделанная при нестрогом ограничении, – 1/30 ~ 0.03, а при строгом – 2/30 ~ 0.06.

Примечание 1 к примеру 2

Примечание 1 к примеру 2

Наиболее корректно здесь оперировать не среднеквадратическим значением генеральной совокупности, а его оценкой

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_i^n (C_i - \bar{C})^2}$$

и учесть, что случайная величина $\frac{\bar{C} - \text{ПДК}}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ имеет не нормальное распределение, а t -распределение Стьюдента. Однако при $n = 30$ различие между этими распределениями незначительно. Например, для $\alpha = 0.05$: $u_{1-\alpha} = 1.644$, а $t_{1-\alpha} = 1.69$. Поэтому для упрощения расчета ограничиваемся нормальным распределением и принимаем, что выборочное среднеквадратическое есть $\sim \sigma$.

Примечание 2 к примеру 2

Для оценки достоверности информации о качестве контроля в целом используют среднее значение контролируемого показателя за определенный период времени. Тогда для нестрогого

ограничения имеем $\frac{\bar{C} - \text{ПДК}}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq u_{1-\alpha}$, и для рас-

считываемого примера $(69.5 - 60)/(34.5/\sqrt{30}) = 1.51 < 1.64$, т. е. в среднем решение о соответ-

Таблица 3. Результаты измерений

| i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|-----|------|------|------|------|------|------|
| C_i | 60.8 | 46.5 | 79.6 | 13.9 | 113 | 115 | 115 | 87 | 96 | 123 | 115 | 97.3 | 77.6 | 18.7 | 48.1 |
| i | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 |
| C_i | 45.8 | 95.7 | 115 | 73.2 | 73.1 | 59.9 | 64.7 | 40.2 | 106 | 85.6 | 25.1 | 9.8 | 16.1 | 37.1 | 51.9 |

ствии положительно, причем если $\beta = 0.05$, то $\delta = \sigma \times 2 \times 1.64/\sqrt{31} \approx 2$.

Таким образом, порог различимости при контроле среднего почти в 6 раз меньше, чем при контроле единичного значения за счет уменьшения дисперсии в n раз. Однако здесь нужно учитывать, что во втором случае величина δ относится к максимально возможному значению среднего, а в первом – к максимально возможному значению результата единичного измерения. Для того чтобы сопоставить данные пороги различимости, учтем, что максимально возможное отклонение случайной величины от среднего определяется критерием наибольшего норми-

рованного отклонения $Q_\alpha = \frac{C_i - \bar{C}}{\sigma}$, что при $\alpha = 0.1$ и $n = 30$, $Q_\alpha(31) = 2.8$ [4] составит $C_{\max} = C + 2.8 \sigma$.

Без учета порога различимости нулевой и альтернативной гипотез эта величина равна $6 + 2.8 \times \times 3.45 = 15.66$, с учетом этого порога может с вероятностью $\beta = 0.05$ достигать $6 + 2.8\sigma + \delta = 17.6$, что почти в 3 раза больше допуска. При контроле единичного значения с $\alpha = \beta = 0.05$ такое превышение составит практически ту же величину: $6 + 11.3 = 17.3$, т. е. в данном случае осредненные результаты единичных испытаний и результаты контроля среднего практически совпадают.

Примечание 3 к примеру 2

Необходимо принимать во внимание, что происходит проверка двух статистических гипотез: о соответствии ПДК (уровень значимости α_0) и об отсутствии выброса (уровень значимости α_1). Поэтому общий уровень значимости определяется как $1 - \alpha_{\text{общ}} = (1 - \alpha_0)(1 - \alpha_1)$. В рассматриваемом случае это $1 - \alpha_{\text{общ}} = (1 - 0.05)(1 - 0.1) = 0.95 \times 0.9$, откуда $\alpha_{\text{общ}} = 0.15$ (ошибка 2-го рода при использовании критерия наибольшего нормированного отклонения не определяется).

Допусковый контроль (оценка экономической эффективности трансграничного сотрудничества)

Такой контроль необходим для принятия решений, позволяющих ограничивать эколо-

го-экономический ущерб, потери и убытки вследствие ухудшения потребительских свойств природной воды и нарушения рекреационной ценности акваторий; он также упрощает планирование затрат на ликвидацию последствий загрязнения [20, 22]. Однако все это возможно, если существуют и выполняются договорные взаимоотношения между бассейновыми водными управлениями в каждой стране или между странами об обмене информацией о составе и свойствах воды на створах, контролирующих состав воды по обе стороны границы. Это позволяет водопользователям оперативно принимать меры, необходимые для защиты от загрязнения, поступающего с вышерасположенных створов.

Допусковый контроль осуществляется по алгоритмам, изложенным в [2] или в стандарте [6]. Однако для организации конструктивных водных отношений необходим учет некоторых особенностей, рассмотренных ниже.

На пунктах (створах) наблюдения возможны следующие альтернативные решения: вода соответствует установленным требованиям (далее индекс “С”) или не соответствует (“Н”). На створе 2 с учетом времени руслового добега с сохранением состава воды возможны следующие решения по результатам, полученным от створа 1: соответствие подтверждается (“СС”), несоответствие подтверждается (“НН”), несоответствие не подтверждается (“НС”), соответствие не подтверждается (“СН”) с вероятностями: $p_{СС}$, $p_{НН}$, $p_{НС}$, $p_{СН}$. Тогда экономические потери, связанные с ошибками водно-экологического контроля на створе 2, есть $L_{1S} = L_1 p_{СН} + L_2 p_{НС}$ из-за ложноотрицательных и ложноположительных заключений. Здесь L_1 – потери из-за ошибочного признания воды несоответствующей установленным требованиям, L_2 – то же из-за ошибочного соответствия.

При отсутствии контроля на створе 2 вся поступающая сверху вода может быть признана соответствующей, кроме “забракованной” на створе 1. Тогда относительные потери пропорциональны вероятности появления воды, действительно или ошибочно признанной несоответствующей установленным требованиям

лабораторией вышерасположенного створа: $L_{2S} = L_2 p_{\text{НН}} + L_2 p_{\text{НС}}$.

Это позволяет установить эффективность контроля в следующем виде:

$$E = \frac{L_{2S}}{L_{1S}} = \frac{L_2(p_{\text{НН}} + p_{\text{НС}})}{L_1 p_{\text{СН}} + L_2 p_{\text{НС}}}. \quad (10)$$

Очевидно, что получаемая при контроле и конструктивных взаимоотношениях сторон информация о качестве воды полезна при условии, что $L_{1S} < L_{2S}$, так что чем выше E , тем полезнее межбассейновый (межстрановой) обмен информацией.

ПРИМЕР 3

Оценить эффективность оценки концентрации хрома общего в воде при ее трансграничном переносе в р. Илек между створами п. Целинный и п. Веселый Первый при $L_1 = L_2$, т. е. $E = \frac{p_{\text{НН}} + p_{\text{НС}}}{p_{\text{СН}} + p_{\text{НС}}}$. Сравнить результаты при отсутствии и наличии межстранового обмена информацией (в последнем случае, скорее всего, $E > 1$, так как $p_{\text{СН}} > p_{\text{НН}}$, потому что на вышерасположенном речном створе меньше всего заинтересованы допустить, чтобы соответствующее нормативу качество воды “ниже” было признано как несоответствующее).

Результаты контроля при принятых приближениях могут быть следующими:

1. При неудовлетворительном обмене информацией о качестве воды на створах заведомо $p_{\text{НН}} > p_{\text{СН}}$, и тогда $E < 1$.

2. При наличии обмена информацией ситуация изменяется. На вышерасположенном створе часто фиксируется повышенная концентрация хрома общего в воде, возможно, потому что выше п. Целинного на р. Илек расположен феррохромовый завод. Результаты измерений concentra-

ции хрома в воде в п. Целинном в 2021–2022 гг. приведены в табл. 4, из которой видно, что из общего числа измерений (12) доля соответствующих и несоответствующих нормативу – 6, поскольку принято, что ПДК = 0.06 мг/дм³ (пример 2).

На российской стороне (створ Веселый Первый) предоставленные результаты о сверхнормативном загрязнении воды были подтверждены, так что $p_{\text{НН}} = 6/12 = 0.5$. Кроме того, в двух случаях из 12 соответствие воды по хромом не было признано, поэтому $p_{\text{СН}} = 2/12 \sim 0.167$, и оказалось, что $p_{\text{НС}} = 0$. Отсюда $E = \frac{p_{\text{НН}} + p_{\text{НС}}}{p_{\text{СН}} + p_{\text{НС}}} \sim 4$, т. е.

значительно превышает эту величину при отсутствии обмена информацией.

Примечание 1 к примеру 3

Полученный результат может быть полезен для промышленных предприятий, где понимают, что предоставленные “сверху” результаты о сверхнормативном загрязнении обычно подтверждаются, и могут заранее подключить дополнительные узлы водоочистки. Учитывая, что скорость речного потока ~1 м/с и створы удалены друг от друга на 82 км, получаем, что для такой подготовки необходимо > 1 сут.

С другой стороны, систематический межгосударственный обмен информацией позволил бы органам управления согласовать необходимые мероприятия по восстановлению и охране водных объектов, а лабораториям двух стран выполнить сличительные испытания и выяснить причины возможных несоответствий, в частности – вышеприведенной ошибки 2-го рода ($p_{\text{СН}} = 0.167$).

Примечание 2 к примеру 3

В настоящее время при трансграничном переносе воды оценка уровней ложноположитель-

Таблица 4. Концентрация хрома (мг/дм³) в воде р. Илек, п. Целинный в 2020–2021 гг.

| Дата измерения | | | | | |
|----------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 31.08.2021 | 29.11.2021 | 24.02.2021 | 29.03.2021 | 05.04.2021 | 12.04.2021 |
| 0.042 | 0.081 | 0.078 | 0.09 | 0.05 | 0.045 |
| 11.05.2022 | 27.06.2022 | 29.07.2022 | 27.08.2022 | 29.09.2022 | 30.11.2022 |
| 0.037 | 0.083 | 0.061 | 0.042 | 0.044 | 0.070 |

ных и ложноотрицательных заключений, как правило, не проводится. Соответственно, не оцениваются и потери из-за ошибочного признания контролируемых показателей качества соответствующими/несоответствующими установленным требованиям. Использование метода допускового контроля – задача будущих конструктивных межбассейновых (трансграничных) взаимоотношений.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Состав и свойства воды – случайные величины, поэтому решения об ее качестве не могут быть гарантированно точными и, в зависимости от характера имеющейся информации, должны опираться на выборочный или допусковой контроль. Предложенные в работе алгоритмы методов оценки показателей на вышерасположенном речном створе позволяют с учетом времени “добегания” воды предоставлять корректную информацию на нижерасположенный створ для формирования экономически и экологически сбалансированного водопользования. При этом, однако, передаваемые сведения включают в себя порог различимости статистических гипотез. Показано, что снижение этого порога сопровождается увеличением ошибок 1-го и 2-го рода, характеризующих риски участников водных отношений. Ограничение указанных рисков допустимым уровнем значимости возможно путем повышения количества выборочных измерений.

Показано также, что участникам водных отношений на соседних створах целесообразно согласовывать между собой способ ограничения контролируемых показателей, который может быть “строгим” или “нестрогим”. От этого зависит уровень риска ложноотрицательных или ложноположительных решений. На практике вывод о качестве воды в зависимости от выбранного способа ограничения особенно важен, если дисперсия концентрации контролируемых показателей соизмерима со средними значениями или даже больше.

Учет водно-экологических рисков – часть водохозяйственного управления, поэтому достоверный контроль качества воды с целью обе-

спечения устойчивого экономического развития регионов выходит на первое место в мире. Невозможно, в частности, обходиться без межбассейнового эколого-экономического сотрудничества, особенно важного при трансграничном переносе воды. Показано, что допусковой контроль позволяет обеспечить такое сотрудничество, однако это требует оценки экономических потерь при ошибочном определении показателей качества воды, возможно – с привлечением методики [14].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Акулов О.А., Баданин Д.Н., Жук Е.И. и др. Основы информационной безопасности. М.: Изд-во МГТУ, 2008. 161 с.
2. Александровская Л.Н., Аронов И.З., Иосифов П.А., Кириллин А.В. Математические основы риск-менеджмента технических систем. Т. 1. Экспертные методы оценки в риск-менеджменте АИР. М., 2016. 214 с.
3. Арбитражный процессуальный кодекс Российской Федерации от 24.07.2002. № 95-ФЗ (ред. от 06.04.2024).
4. Большой Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1983. 254 с.
5. ГОСТ 27384-2002 Вода. Нормы погрешности измерений показателей состава и свойств.
6. ГОСТ Р 8.731-2010 Государственная система обеспечения единства измерений. Системы допускового контроля. Основные положения.
7. ГОСТ 34100.3-2017. Неопределенность измерений. Ч. 3. Руководство по выражению неопределенности измерения (ISO/IEC Guide 98-3:2008, IDT).
8. Данилов-Данильян В.И. Водные ресурсы – стратегический фактор долгосрочного развития экономики России // Вестн. РАН, 2009. Т. 79. № 9. С. 789–796.
9. Коновалов Н.Н. Нормирование дефектов и достоверность неразрушающего контроля сварных соединений. М.: НТЦ “Промышленная безопасность”, 2006. 78 с.
10. Крянев А.В., Лукин Г.В. Математические методы обработки неопределенных данных М.: ФИЗМАТЛИТ, 2003. 213 с.
11. Лепихин А.П., Синцова Т.Н. К статистике показателей качества отводимых сточных вод // Вод. хоз-во России: проблемы, технологии, управление, 2023. № 2. С. 23–46. DOI: 10.35567/19994508_2023_2_2

12. Методика разработки нормативов допустимых сбросов загрязняющих веществ в водные объекты для водопользователей (с изменениями на 18 мая 2022 года). Утверждена приказом Минприроды России от 29 декабря 2020 года № 1118.
13. *Никаноров А.М.* Гидрохимия. СПб.: Гидрометеиздат, 2001. 444 с.
14. Приказ Минприроды России от 13.06. 2009 г. № 87 “Об утверждении Методики исчисления размера вреда, причиненного водным объектам вследствие нарушения водного законодательства” (с изменениями и дополнениями).
15. РД 52.24.522-2009. Массовая концентрация хрома общего в водах. Методика выполнения измерений фотометрическим методом с дифенилкарбазидом.
16. РМГ 63-2003 ГСИ. Обеспечение эффективности измерений при управлении технологическими процессами. Метрологическая экспертиза технической документации
17. *Розенталь О.М., Авербух А.И.* Введение в квалиметрию воды // Вод. ресурсы. 2013. Т. 40. № 4. С. 418–432.
18. *Синцова Т.Н., Лепухин А.П.* Совершенствование системы регламентации отведения взвешенных веществ в поверхностные водные объекты с учетом стохастического характера их динамики // Сб. тр. Всерос. науч.-практ. конф. с международ. участием “Водные ресурсы в условиях глобальных вызовов: экологические проблемы, управление, мониторинг”. Ростов-на-Дону. Т. 1. Новочеркасск: “Лик”, 2023. С. 306–311.
19. Федеральный закон “Об обеспечении единства измерений” от 26.06.2008. № 102-ФЗ.
20. *Hong Yao, Zhen You, Bo Liu.* Economic Estimation of the Losses Caused by Surface Water Pollution Accidents in China From the Perspective of Water Bodies’ Functions // Int. J. Environ. Res. Public Health, 2016. V. 13. № 2. P. 1–13. DOI:10.3390/ijerph13020154
21. *Lepikhin A.P., Voznyak A.A., Sintsova T.N.* Statistical aspects in assessment of chemical loads upon water bodies // Improving Energy Efficiency, Environmental Safety and Sustainable Development in Agriculture. Int. Sci. Practical Conf. London, 2022. С. 012129.
22. *Yao H., Qian X., Yin H., Gao H., Wang Y.* Regional risk assessment for point source pollution based on a water quality model of the Taipu River, China // Risk Anal. 2015. V. 35. № 2. P. 265–277. DOI: 10.1111/risa.12259

MODEL FOR ASSESSING CONTROL AND MANAGEMENT OF WATER QUALITY IN TRANSBOUNDARY WATER BODIES

O. M. Rosenthal^a, V. O. Polyanin^a, T. N. Sintsova^{b,*}

^a*Water Problems Institute of the Russian Academy of Sciences, Moscow, 119333 Russia*

^b*Mining Institute of the Ural Branch of the Russian Academy of Sciences, Perm, 614007 Russia*

**e-mail: tanya_sinzova@mail.ru*

Transboundary transport of pollution by riverbed water flows creates environmental and economic losses in areas located downstream of rivers. At the same time, very serious problems arise not only on watercourses crossing state borders, but also on the borders between individual entities of the same country. First of all, the problem of reliability of water quality assessment arises, in conditions of significant instability of the hydrological regime, based on existing monitoring systems. This problem is considered using the example of a transboundary river. Ural. An algorithm for forming a constructive dialogue between interested parties is proposed by taking into account the statistical characteristics of the measurement results obtained at neighboring hydrochemical observation sites. The expediency of taking into account for this purpose the threshold of distinguishability of controlled indicators, assessment and regulation of errors of the 1st and 2nd types is shown. The possibility of establishing economic losses due to the lack of constructive relations between the parties in terms of assessing controlled indicators has been demonstrated.

Keywords: water quality, transboundary water bodies, pollutants, Ural river.