

---

**СВОБОДНАЯ ТРИБУНА**

---

УДК 556; 543.067; 004.042

DOI: 10.15372/KhUR20150506

**Необходимость и сущность нового подхода  
к оценке состава, свойств веществ и материалов  
(на примере контроля качества воды)**

О. М. РОЗЕНТАЛЬ

*Институт водных проблем РАН,  
ул. Губкина, 3, Москва 119333 (Россия)**E-mail: omro3@yandex.ru*

(Поступила 04.07.15)

**Аннотация**

Вместо существующего подхода к оценке состава и свойств веществ и материалов на основе концепции “абсолютного доверия” к результатам измерений предложена концепция “приемлемого риска” нарушения границ статистического интервала. На примерах контроля качества воды показано, что, хотя новый подход, как и существующий, не позволяет по результатам выборочных исследований обеспечить полную безошибочность заключений о контролируемых показателях, он гарантирует заданный уровень надежности (риска) оценок, необходимый для принятия корректных научных и управленческих решений. Показано также, что пониженный риск ошибочного признания соответствия контролируемых показателей установленным требованиям при фактическом несоответствии может быть обеспечен путем замены “нестрогого” способа ограничения величин “строгим”.

**Ключевые слова:** абсолютное доверие, приемлемый риск, априорная информация, контролируемый показатель качества, выборочная совокупность, доверительный интервал

**ВВЕДЕНИЕ**

Важнейшим условием обеспечения безопасности и качества веществ и материалов является выяснение соответствия или несоответствия их состава и свойств установленным требованиям. Для природных и сточных вод это показано в работах [1, 2]. При этом обычно значение каждого исследуемого показателя  $\lambda$  ограничивается максимально допустимым значением  $\lambda_{\text{доп}}$ , т. е. соответствие подтверждается при условии  $\lambda \leq \lambda_{\text{доп}}$  и отвергается при  $\lambda > \lambda_{\text{доп}}$ . Таково правило, основанное

на концепции “абсолютного доверия” к результатам измерений. Справедливость установленных неравенств принимается со 100 % уверенностью, что некорректно при исследовании выборочной совокупности данных, среднеарифметическое значение которых соизмеримо со среднеквадратическим отклонением и погрешностью измерений [2, 3]. Возникающие при этом неверные выводы, научные и хозяйственные решения в разных случаях приводят к необоснованному истощению природных ресурсов, браку продукции и арбитражным ситуациям из-за противоположных

заклучений органов производственного и государственного контроля, как это показано в [1–3] для водных систем. Поэтому необходимо искать новый подход к оценке качества на основе концепции “приемлемого риска”:  $1 - R_3$ , где  $R_3$  – заданное предельно допустимое значение вероятности  $R$  того, что вышеприведенные неравенства выполняются.

При периодических измерениях нестабильных показателей истинное значение  $R$  неизвестно. Но может быть найден доверительный интервал  $[R_H R_B]$  между допустимыми верхним  $R_B$  и нижним  $R_H$  значениями этой величины, в котором она, скорее всего, находится. Оценку доверительного интервала можно выполнить с учетом или без учета количественного значения разности  $|\lambda - \lambda_{\text{доп}}|$ .

**1. Без учета значения  $|\lambda - \lambda_{\text{доп}}|$**  необходимо, чтобы число  $d$  несоответствующих результатов выборочной совокупности измерений из общего количества  $n$  было ограничено уровнем, при котором величина  $R = 1 - d/n$  не превышает  $R_3$ . Для этого по схеме Бернулли достаточно определить значения  $R_H$  и  $R_B$  таким образом, чтобы отличие случайной величины  $d$  от наблюдаемой статистики  $\hat{d}$  было малой величиной. Если ввести вероятности  $P$  неравенств  $P\{d \leq \hat{d}\} = 1 - \gamma_2$ ,  $P\{d \geq \hat{d}\} = 1 - \gamma_1$ , где  $\gamma_1 + \gamma_2 - 1 = \gamma$  – доверительная вероятность попадания  $R$  в интервал  $[R_H R_B]$ , то поставленная задача решается с использованием известных уравнений Клоппера – Пирсона для интервальной оценки  $R$ :

$$\left. \begin{aligned} \sum_{r=0}^{\hat{d}} \frac{n!}{r!(n-r)!} R_H^{n-r} (1-R_H)^r &= 1 - \gamma_2 \\ \sum_{r=0}^{\hat{d}-1} \frac{n!}{r!(n-r)!} R_B^{n-r} (1-R_B)^r &= \gamma_1 \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

**2. С учетом значения разности  $|\lambda - \lambda_{\text{доп}}|$**  упростим определение интервала  $[R_H R_B]$ , допустив предположение о нормальном распределении плотности вероятности контролируемого показателя. Тогда дисперсия

$$D[k] = \frac{1}{n} + \left( \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S} \right)^2 \frac{1}{2(n-1)}$$

а математическое ожидание  $M[k] = U_R$ , где  $U_R$  – квантиль стандартного нормального

распределения;  $k = \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S}$  – показатель отличия статистической оценки от нормативного значения показателя;  $S$  – оценочное среднеквадратическое отклонение контролируемого показателя. При этом значения  $U_R$  находятся в границах

$$\begin{aligned} \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S} - U_{\frac{1-\gamma}{2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \left( \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S} \right)^2 \frac{1}{2(n-1)}} &\leq U_R \\ &\leq \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S} + U_{\frac{1-\gamma}{2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \left( \frac{\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}}{S} \right)^2 \frac{1}{2(n-1)}} \end{aligned} \quad (2)$$

что позволяет оценить  $U_{R_H}$  и  $U_{R_B}$  и далее –  $R_H$  и  $R_B$ .

*Пример 1.* Один из основных показателей доочищенной воды – ее удельная электропроводность  $\lambda$ , типичный верхний предел которой в медицинской, электронной и оптической отраслях промышленности  $\lambda_{\text{доп}} = 1.6$  мкСм/см. Пусть  $\lambda_i$  – результат  $i$ -го измерения,  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $n = 71$ . Пусть также допускается не более  $d = 1$  несоответствия, причем среднее значение электропроводности  $\bar{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0.8$  мкСм/см, максимальное

$\lambda_{\text{max}} = 1.7$  мкСм/см,  $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\lambda_i - \bar{\lambda})^2} = 0.4$  мкСм/см. Необходимо оценить пригодность воды для использования с учетом установленного ограничения.

Решение № 1. Поскольку зафиксирована только одна несоответствующая проба (1.7 мкСм/см), что допускается условиями примера, то при условии “абсолютного доверия” решение о пригодности воды для использования принимается.

Решение № 2. При новом подходе необходимо задать приемлемый риск, например  $1 - R_3 = 0.05$ . Тогда достоверность простейшей точечной оценки вероятности  $R$  по частоте удовлетворительна:  $R = 70/71 = 0.986$ , что больше вероятности  $R_3 = 1 - 0.05 = 0.95$ . Точность оценки характеризуется интервалом  $[R_H R_B]$ . В случае биномиального распределения, применение которого здесь вполне допустимо [2, 4], и доверительной вероятности  $\gamma = 0.9$  находим из (1):  $R_H = 0.934$ ,  $R_B = 0.9993$ . Следовательно, риск несоответствия воды  $1 - R_H = 0.066$ , что больше приемлемого зна-

чения 0.05, и решение о пригодности воды отвергается.

Решение № 3. С учетом выражения (2) при условиях задачи имеем  $1.66 \leq U_R \leq 2.34$ . Поэтому  $R_n = 0.951$ ,  $R_b = 0.99$ , риск  $1 - R_n = 0.049$ , что меньше 0.05, и решение о пригодности воды принимается. Это заключение сходно с решением по варианту № 1 только внешне, так как здесь гарантирован уровень приемлемого риска.

**3. Учет априорной информации** полезен при новом подходе к оценке контролируемых показателей. Продемонстрируем это на приведенном выше примере, мысленно увеличив объем выборочных испытаний до уровня, достаточного для того, чтобы в первом приближении пренебречь статистическим разбросом оценок  $\bar{\lambda}$  и  $S$  и считать их истинными среднearифметическим значением удельной электропроводности и среднеквадратическим отклонением  $\sigma_\lambda$  соответственно. Предположим также, что по данным исследования искомого закона распределения вероятностей в диапазоне [0.05, 0.95] его можно считать нормальным. Тогда при квантиле  $U_{(1-\gamma)/2} = 1.96$ , соответствующем  $\gamma = 0.95$ , выбирается  $(\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda})/\sigma_\lambda = 2$ , и требование к электропроводности воды выполняется. Это обусловлено тем, что, если вероятность выполнения неравенства  $|\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}| \leq 2\sigma_\lambda$  не превышает  $R_s = 0.95$ , то  $\bar{\lambda} + 2\sigma_\lambda = 0.8 + 2 \cdot 0.4 = 1.6$  мкСм/см, что, в свою очередь, не превышает  $\lambda_{\text{доп}}$ , а при приемлемом риске 0.05 наличие одного несоответствующего результата измерения не влияет на решение о пригодности воды.

При отсутствии полной априорной информации о функции распределения все же может быть полезно выяснить вопрос об уровне ее асимметрии. Так, в примере 1 соответствующий показатель  $\beta_1 = \frac{m_3}{\sigma_\lambda^3}$  ( $m_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\lambda_i - \bar{\lambda})^3$  – момент случайной величины) близок к нулю, а выборочная медиана примерно равна математическому ожиданию. Поэтому заключаем, что асимметрия рассматриваемой функции, скорее всего, отсутствует. Тогда в соответствии с правилом Гаусса [4] вероятность выполнения неравенства  $|\lambda_{\text{доп}} - \bar{\lambda}| \leq 3\sigma_\lambda$  приблизительно рав-

на 0.95. Следовательно,  $0.8 + 3 \cdot 0.4 = 2$  мкСм/см, что больше  $\lambda_{\text{макс}}$ . Поэтому решение о пригодности воды отвергается, что также справедливо в случае, если закон распределения не является симметричным.

**4. Выбор способа ограничения контролируемых показателей** имеет принципиальное значение при новом подходе к оценке качества веществ и материалов. Так, электропроводность воды может ограничиваться “строгим” требованием  $\lambda_i < \lambda_{\text{доп}}$  и “нестрогим” –  $\lambda_i \leq \lambda_{\text{доп}}$ . В последнем случае и нормальном законе распределения вероятностей контролируемого показателя  $\lambda \rightarrow f(\lambda_i, \sigma_\lambda^2)$  гипотеза о соответствии контролируемых показателей установленным требованиям принимается при выполнении следующего решающего правила:  $(\lambda_i - \lambda_{\text{доп}})/\sigma_\lambda \leq u_{1-\alpha}$ , т. е. контрольный допуск смещается на величину  $\sigma_\lambda u_{1-\alpha} = \lambda_i - \lambda_{\text{доп}}$ , где  $\alpha$  – уровень значимости (ошибка первого рода). При строгом ограничении  $\lambda_i < \lambda_{\text{доп}}$  гипотеза о пригодности принимается, если  $(\lambda_i - \lambda_{\text{доп}})/\sigma_\lambda < u_\alpha$ , так что контрольный допуск смещается на величину  $\sigma_\lambda u_{1-\alpha} = \lambda_i - \lambda_{\text{доп}}$ . Внутри же интервала  $\pm \sigma_\lambda u_{1-\alpha}$  гипотезы о пригодности или непригодности неразличимы, и корректная оценка качества требует дополнительных исследований.

*Пример 2.* Свойства грунтовых электротехнических сталей в значительной степени зависят от качества воды, используемой в технологии нанесения грунта на металл. Необходимо выяснить вопрос о пригодности воды, электропроводность которой ограничена уровнем  $\lambda_{\text{доп}} = 6$  мкСм/см, а при измерениях полу-

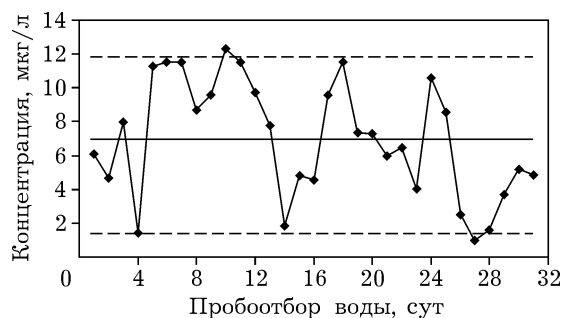


Рис. 1. Временная развертка удельной электропроводности проб воды (цех холодного проката В.-Исетского металлургического завода, ежедневные измерения, август – сентябрь, 2011 г.).

чено (рис. 1):  $\sigma_\lambda = 3.45$  мкСм/см,  $\bar{\lambda} = 6.95$  мкСм/см (сплошная горизонтальная линия).

Решение. При нестрогом ограничении  $\lambda_i \leq \lambda_{\text{доп}}$  и  $\alpha = 0.05$  контрольный допуск увеличивается на  $\sigma_\lambda u_{1-\alpha} = 3.45 \cdot 1.64 = 5.66$  мкСм/см (верхняя штриховая линия на рис. 1), при строгом  $\lambda_i < \lambda_{\text{доп}}$  – уменьшается (нижняя штриховая линия). В первом случае принимается решение о пригодности воды для использования, так как установленным требованиям удовлетворяет 30 проб из 31, во втором – о непригодности, так как только две пробы удовлетворительны. Следовательно, вероятность браковки воды при нестрогом ограничении оценивается как  $1/31$  ( $\approx 0.03$ ), а вероятность приемки при строгом – как  $2/31$  ( $\approx 0.06$ ).

Для оценки достоверности искомой информации полезно также оценить среднее значение контролируемого показателя за определенный период времени. Тогда в примере 2 при нестрогом ограничении имеем  $(\bar{\lambda} - \lambda_{\text{доп}})\sqrt{n} / \sigma_\lambda \leq u_{1-\alpha}$ , т. е.  $(6.95 - 6)\sqrt{31} / 3.45 = 1.53 < 1.64$  и принимается решение о пригодности воды.

## ВЫВОДЫ

1. В условиях высокой нестабильности контролируемых показателей целесообразно оценить качество веществ и материалов с использованием подхода на основе концепции “приемлемого риска”, а не “абсолютного доверия”. Эти подходы идентичны, только если приемлемый риск  $1 - R_3 = 0$ , что возможно в ограниченных объемах исследуемого объекта, например в воде, расфасованной в емкости. Тогда

оправдано условие “абсолютного доверия” ( $\lambda \leq \lambda_{\text{доп}}$ ). Но оно сомнительно уже при исследовании партий продукции, а тем более в системах подготовки, обработки и кондиционирования веществ и материалов, где контролируемые показатели непостоянны в пространстве и времени. При этом  $1 - R_3 > 0$  и необходимо использовать предложенный новый подход к оценке качества.

2. Развитые в работе научные основы методологии “приемлемого риска” позволяют сформировать статистические процедуры контроля качества и безопасности, а также повысить точность заключений о пригодности веществ и материалов для заданного использования путем учета априорной информации.

3. Новый подход, как и существующий, не обеспечивает полной достоверности заключений о качестве, но гарантирует их правильность с приемлемым риском ошибки. При этом вероятность ошибочного признания пригодности вещества или материала для использования в особо ответственных случаях может быть дополнительно снижена путем замены нестрогого способа ограничения контролируемых показателей строгим.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- 1 Карташева А. В., Чамаев А. В. // Контроль качества продукции. 2015. № 1. С. 15–20.
- 2 Александровская Л. Н., Розенталь О. М. // Водн. ресурсы. 2011. Т. 38, № 1. С. 108–119.
- 3 David Walker. Accuracy and Precision in Sampling Water (Тщательность и точность в осуществлении отбора проб воды). ISO Focus. 2006. No. 6. S. 21–24.
- 4 Королев В. Ю., Бенинг В. Е., Шергин С. Я. Математические основы теории риска. М.: Физматлит, 2011. 620 с.