

ющих одномерные, двумерные и трехмерные модели. Данные модели позволяют при наличии гидродинамических блоков эффективно рассчитать гидродинамические параметры водотока по задаваемой для него морфометрии по нормативным расходам воды. Рассмотрена внутригодовая и межгодовая нестационарность рядов гидрологических и гидрохимических характеристик, используемых при разработке нормативов допустимых сбросов, обоснована необходимость корректировки минимальных расходов воды в данных расчетах в связи с климатическими изменениями. Проведена оценка корректности принятого в действующей Методике по расчету нормативов допустимых сбросов порога однородности для значений фоновых концентраций как аналитическими методами, так и методами прямого статистического моделирования – методом Монте-Карло. Доказана эффективность использования непараметрических критериев при задании гидрохимической исходной информации. Произведена сравнительная оценка эффективности использования медианных и средних арифметических значений при анализе гидрохимической информации.

В настоящее время, в соответствии с действующим Водным кодексом [1] и последующими разъясняющими и дополняющими его нормативно-методическими документами [2], регламентация техногенных воздействий на водные объекты должна проводиться на основе взаимодействия систем нормативов допустимого воздействия и нормативов допустимого сброса (НДВ, НДС) [2]. Однако, в силу ряда причин, хотя и была проведена большая работа по разработке, согласованию и утверждению НДВ, они практически не используются в решении текущих вопросов регламентации. Поэтому основным инструментом решения актуальных практических вопросов по регламентации антропогенного воздействия на водные объекты остаются нормативы НДС. Вследствие этого в данной работе основное внимание уделено корректности установления НДС.

В основе действующей системы нормирования сброса, согласно методическим указаниям [2], лежит пороговый принцип: сброс считается приемлемым (допустимым), если содержание загрязняющих веществ в контрольном створе рассматриваемого водовыпуска не будет превышать предельно допустимые концентрации с учетом эффекта суммации токсического воздействия, т. е.

$$\sum_i^{N_j} \left(\frac{C_i}{C_{ПДК_i}} \right) < 1, \quad (1)$$

где N_j – общее количество рассматриваемых ингредиентов, имеющих одинаковые j показатели вредности.

Изменения как гидрохимического, так и гидрологического режимов представляют в естественных водотоках случайные процессы, поэтому

требования по выполнению условия (1) должны формулироваться в терминах теории вероятности, например,

$$[\text{Вер} \left(\sum_i^{N_i} \frac{C_i}{C_{\text{ПДК}_i}} < 1 \right) > P], \quad (2)$$

где P – заданная надежность выполнения норматива.

Нормативы качества воды в виде систем ПДК устанавливаются для некоторых контрольных створов водных объектов, расположенных обычно вне черты (границы) населенных пунктов, а регламентация сбросов проводится непосредственно на водовыпуск. Исключение составляет сброс в границе (черте) населенного пункта, когда требования к качеству воды в контрольном створе переносятся непосредственно на сам источник загрязнения [2]. Поэтому принципиальное значение для обеспечения корректности системы регламентации имеет объективность оценки процессов разбавления, вследствие которых формируется качество в контрольном створе. Как отмечено в работе [3], отсутствие эффективных методов расчетов существенно затрудняло решение данной задачи. При этом рассматриваемые методы, что принципиально важно, должны использовать доступную при массовых расчетах исходную информацию.

Принципиальный шаг в решении этой проблемы был сделан В.А. Фроловым [4]. Для существенного упрощения задачи расчета процессов разбавления им было предложено оценивать не все поле концентраций в пределах расчетной области, а только их максимальные значения на определенном расстоянии от источника загрязнения – L .

Для обеспечения определенной корректности расчетных соотношений В.А. Фролов ввел безразмерный масштаб расстояния

$$X = \left(\frac{L \cdot K_{\text{тур}}}{q} \right)^{1/3},$$

где $K_{\text{тур}}$ – коэффициент турбулентной диффузии, м²/с;

q – расход отводимых стоков, м³/с.

Принимая, что снижение концентраций в водотоке проходит по схеме кинетического уравнения первого порядка, т. е.

$$\frac{dc}{dX} = -\phi \cdot \xi \cdot C,$$

и решая его, получаем следующее расчетное соотношение

$$C(x) \sim (C_{\text{сб}} - \bar{C}_{\text{ср}}) \cdot \exp \left(-\phi \cdot \xi \left(\frac{L \cdot K_{\text{тур}}}{q} \right)^{1/3} \right) + \bar{C}_{\text{ср}}, \quad (3)$$

где ϕ – коэффициент, определяемый расположением источника загрязнения в сечении водотока;
 ξ – коэффициент, характеризующий извилистость водотока-приемника;

$$\bar{C}_{\text{ср}} = \frac{q \cdot C_{\text{сб}} + Q \cdot C_{\phi}}{Q + q}; \quad (4)$$

где Q – расход водотока.

Соотношение (3) при всей его простоте позволяет выполнить приемлемые оценки интенсивности процессов разбавления при минимальном задании исходной информации. Это его свойство, с учетом некоторых преобразований, предложенных И.Д. Родзиллером [5], позволивших в явном виде решать обратную задачу, делает данное соотношение уже на протяжении более 60 лет основным инструментом при решении задач регламентации техногенных нагрузок на водные объекты. Анализу данного подхода посвящен ряд исследований [6, 7] и др. Поставленная перед В.А. Фроловым задача по разработке метода расчета процессов разбавления сточных вод в водотоках при минимуме расчетных данных и вычислительных ресурсов была успешно решена. Однако насколько актуальным остается такой подход спустя шесть десятилетий? Совершенно очевидно, что соотношение (3) не может использоваться на малых водотоках при $q/Q \sim 1$, когда сам сброс сточных вод принципиально изменяет гидродинамику потока. В то же время для крупных водотоков такой подход также не может быть в достаточной мере корректен, т. к. не учитываются характеристики морфометрии русла, особенно такой очень существенный показатель, как ширина реки, который в значительной мере определяет особенности гидродинамики водотока. Практически такими же, даже более значимыми, недостатками характеризуется и метод А.В. Караушева [8], рассматриваемый как детальный в [2]. Поэтому в настоящее время более чем странно выглядят рекомендации в [2], п. 29: если не соблюдается условие применимости метода В.А. Фролова – И.Д. Родзиллера, то следует пользоваться методическими подходами, изложенными в книге [9] под ред. А.В. Караушева. При этом не учитывалось и не принималось во внимание, что излагаемые в [9] методы разработаны более 50–60 лет назад и ориентированы, так же как и метод В.А. Фролова, на минимальное использование вычислительных и геоинформационных ресурсов.

В то же время сами исходные гидравлические характеристики потока, соответствующие нормативному, расчетному расходу задаются с высокой погрешностью. Тем более на малых водотоках, характеризующихся существенной изменчивостью морфометрии даже на протяжении 500 м, принимаемом, как правило, за расстояние до контрольного створа. Поэтому крайне необходимо переходить на использование моделей следующих по-

колений, включающих гидродинамический блок, позволяющий эффективно рассчитать гидродинамические параметры водотока по задаваемой для него морфометрии.

В настоящее время в нашей стране и за рубежом разработано большое количество пакетов программ, позволяющих эффективно решать такие задачи. Большинство этих моделей разработано в приближении мелкой воды [10–12]. Также все активнее применяются комбинированные 2D–3D модели [12–14]. В качестве примера на рис. 1 и 2 представлены результаты расчетов зоны загрязнения, формируемой крупнейшим источником загрязнения в бассейне р. Камы – станцией перекачки г. Березники.

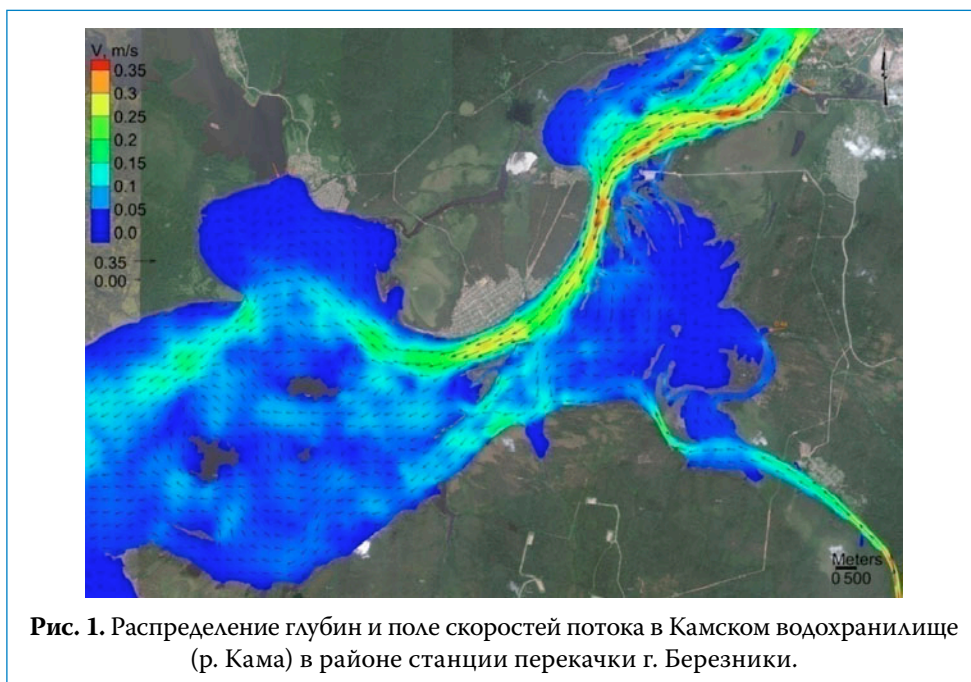


Рис. 1. Распределение глубин и поле скоростей потока в Камском водохранилище (р. Кама) в районе станции перекачки г. Березники.

Переход от расчета полученных в рамках гидродинамических моделей полей загрязнения к расчету нормативов НДС по традиционной схеме не представляет каких-либо трудностей. Ключевой параметр, используемый при расчете НДС – n -кратное разбавление, оценивается как

$$n = \frac{C_{сб}}{\max_{\substack{Y \in B \\ X \in h}}(L, Y, Z)}. \quad (5)$$

При этом в качестве лимитирующего рассматривается ингредиент, характеризующийся максимальным значением соотношения



Рис. 2. Распределение поля загрязнения в Камском водохранилище (р. Кама) в районе станции перекачки г. Березники.

$$\max_{C_{сб_i}} \left(\frac{C_{сб_i}}{C_{ПДК_i}} \right), \quad (6)$$

где $C_{сб_i}$ – концентрация на сбросе i ингредиента;

$C_{ПДК_i}$ – принятое лимитирующее значение ПДК для i ингредиента;

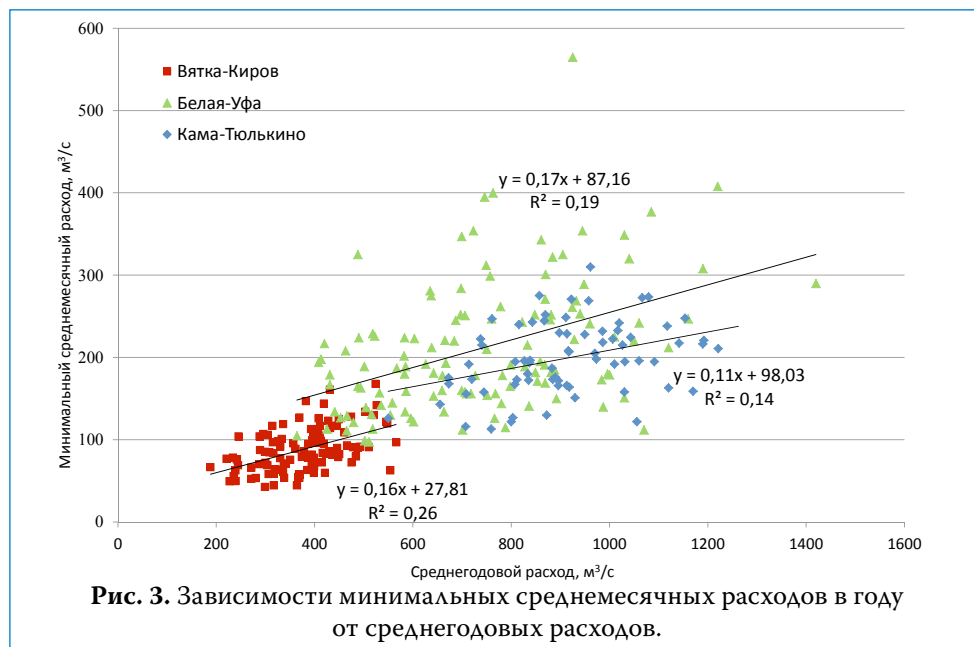
N – общее количество рассматриваемых загрязняющих ингредиентов.

Проблемы регламентации техногенных воздействий на водные объекты в виде устанавливаемых в соответствии с методическими указаниями [2] НДС не ограничиваются корректностью методов расчета процессов разбавления. Не менее и даже более актуальными являются вопросы адекватности задания исходной гидрологической и гидрохимической информации.

Так как прямая оценка на основе неравенства (2) достаточно трудоемкая, а содержание загрязняющих веществ в контрольном створе, как правило, характеризуется монотонно убывающей зависимостью от расхода водотока-приемника, то для обеспечения выполнения неравенства с требуемой надежностью методика разработки НДС [2] предлагает использовать минимальный среднемесячный расход года 95 % обеспеченности. При этом монотонно убывающая зависимость содержания загрязняющих веществ от расхода водотока-приемника наблюдается, если загрязняющие вещества являются консервативными поллютантами и их изменение в водотоке при

постоянном сбросе определяется только процессами разбавления. Для неконсервативных поллютантов и, тем более, гетерофазнеконсервативных ситуация значительно более сложная [15].

Поскольку величина среднегодового расхода в значительной мере определяется величиной паводка, совершенно не обязательно, что отличающиеся низкими паводками годы будут характеризоваться и глубокой зимней или летней меженью. Данное положение хорошо подтверждается характером связи между минимальными среднемесячными и среднегодовыми расходами на реках бассейна р. Камы, имеющих наиболее длительные ряды наблюдений (рис. 3). В целом, проведенные расчеты по рекам Камского бассейна с продолжительностью наблюдений не менее 50 лет показали, что коэффициент корреляции между среднегодовым расходом и минимальным среднемесячным значением варьирует в интервалах $0,15 \leq r \leq 0,65$. Поэтому использование минимального среднемесячного расхода года 95 % обеспеченности, предлагаемое в [2], не только ставит как водопользователя, так и водные объекты в неравные условия по соблюдению базисного требования (1), но и вносит дополнительную «неопределенность» в установление нормативов НДС. Поэтому, на наш взгляд, значительно более оправданно использование минимальных среднемесячных расходов 95 % обеспеченности или, как при решении достаточно широкого круга задач инженерной гидрологии, минимального 30-дневного расхода 95 % обеспеченности.



В настоящее время актуальной проблемой является не только выбор эффективных характеристик нормативных расходов воды, но и сама их оценка в условиях наблюдаемой климатической нестационарности. Имеется ряд публикаций, где отмечается, что климатические изменения проявляются, в первую очередь, в динамике минимальных зимних расходов [16]. Для анализа данных эффектов на реках бассейна р. Камы выполнены две независимые оценки. В рамках первой оценки рассмотрена стационарность рядов минимального стока за периоды 1930–1975 и 1976–2013 гг. с использованием непараметрического критерия Манна–Уитни. Результаты расчетов представлены в табл. 1.

Как следует из табл. 1, только в 3 % случаев выполняется гипотеза стационарности рассматриваемых рядов минимального стока. Для 97 % створов на водотоках бассейна р. Камы ряды минимальных среднемесячных расходов с высокой статистической значимостью характеризуются как неоднородные, что свидетельствует о статистической значимости отмеченной динамики данных рядов.

Вторая группа оценок была направлена на анализ статистических характеристик рассматриваемых рядов со сдвигом даты начала отчета. В табл. 2 представлены значения среднемесячных расходов 95 % обеспеченности, рассчитанные по рядам минимальных среднемесячных расходов на водотоках Камского бассейна со сдвигом даты начала отчета.

Обращает внимание тот факт, что выделенные наибольшие значения среднемесячных расходов 95 % обеспеченности в основном приходятся на период 1990–2013 гг. Большая часть рядов наблюдений (72 %) имеет равномерный рост минимальных расходов с начала наблюдений (с XIX в. – 6 створов, с 1930-х годов – 13 створов, с 1950-х годов – 4 створа) до 1990-х годов. Другая часть рядов наблюдений имеет резкое увеличение минимального расхода на 15–20 % в 1950-е годы, а затем значение минимального расхода или уменьшается к 2013 г. (2 створа), или практически не изменяется до 2000 г., а к 2013 г. скачет либо вверх (4 створа), либо вниз (3 створа).

Данные табл. 2 свидетельствуют, что среднемесячный расход 95 % обеспеченности существенно изменялся за последние 100 лет, на большей части водотоков (две трети створов) эти изменения составили более 50 %, а на отдельных реках (5 створов) – около 100 %. При этом анализ динамики рассматриваемых параметров, выполненный с использованием R/S-технологии Херста [17], показал, что рассматриваемые ряды являются персистентными, т. е. сохраняющими свои тенденции. Так как нормативы НДС выдаются, как правило, на срок три года, то совершенно очевидно, что необходимо учитывать изменения нормативных расходов. Таким образом, сложившаяся на протяжении более 20 лет практика представления

Таблица 1. Оценка стационарности характеристик наблюдаемых рядов минимальных среднемесячных расходов в бассейне р. Камы по непараметрическому критерию Манна–Уитни ($p < 0,05$)

Река – створ	RankSum 1930–1975 гг.	RankSum 1976–2013 гг.	U	Z	p -value
р. Белая – г. Уфа	1486	2256	310	-5,23	0,00000
р. Вятка – г. Киров	1262	2225	227	-5,74	0,00000
р. Кама – г. Пермь*	1437	2050	402	-4,14	0,00003
р. Кама – с. Бондюг	1283	2204	248	-5,55	0,00000
р. Вишера – пос. Рябино	1371	2115	336	-4,74	0,00000
р. Язьва – с. Нижняя Язьва	1313	2174	278	-5,27	0,00000
р. Велва – д. Ошиб	1487	1999	452	-3,68	0,00023
р. Обва – с. Карагай	1265	2221	230	-5,71	0,00000
р. Обва – с. Рождественское	1275	2211	240	-5,62	0,00000
р. Кува – с. Кува	1302	2184	267	-5,37	0,00000
р. Иньва – г. Кудымкар	1305	2182	270	-5,35	0,00000
р. Иньва – д. Слудка	1322	2165	287	-5,19	0,00000
р. Яйва – с. Усть-Игум	1424	2063	389	-4,26	0,00002
р. Чусовая – пгт Кын	1371	2116	336	-4,74	0,00000
р. Чусовая – пгт Лямино	1436	2050	401	-4,15	0,00003
р. Сылта – с. Подкаменное	1416	2070	381	-4,33	0,00002
р. Вогулка – пгт Шамары	1533	1954	498	-3,26	0,00110
р. Колва – г. Чердынь	1339	2148	304	-5,04	0,00000
р. Кама – пгт Гайны	1378	2025	388	-4,16	0,00003
р. Кондас – с. Ощепково	1310	1930	407	-3,76	0,00017
р. Березовая – д. Буддырья	1570	1917	535	-2,92	0,00345
р. Косьва – с. Пермское	1515	1889	525	-2,89	0,00383
р. Усьва – пгт Усьва	1397	1925	451	-3,46	0,00053
р. Вильва – пгт Нововильвенский	1276	2045	330	-4,60	0,00000
р. Серебряная – с. Серебрянка	599	1481	164	-4,63	0,00000
р. Сылта – пгт Шамары	1889	1597	854	0,00	0,99635
р. Ирень – д. Шубино	1354	1887	451	-3,34	0,00083
р. Бабка – д. Балалы	1443	1797	540	-2,48	0,01311
р. Кама – пгт Тюлькино	1303	2183	268	-5,36	0,00000

Примечание: * – после 1956 г. данные по притоку в Камское водохранилище; полужирным выделены параметры, свидетельствующие о несоответствии статистических характеристик рядов критерию однородности.

Таблица 2. Среднемесячные расходы 95 % обеспеченности, рассчитанные для разной продолжительности рядов наблюдений по створам рек Камского бассейна

Река – створ	1881– 2013	1902– 2013	1931– 2013	1953– 2013	1974– 2013	1990– 2013	2000– 2013
р. Белая – г. Уфа	113	113	112	134	187	189	165
р. Вятка – г. Киров	52,6	49,9	49,9	53,4	58,2	77,6	77,0
р. Кама – г. Пермь	252	247	270	292	298	324	315
р. Кама – с. Бондюг		46,3	50,8	56,8	65,4	65,9	65,4
р. Кама – пгт Тюлькино			117	130	161	172	166
р. Вишера – пос. Рябино			78,2	88,9	87,4	99,6	99,7
р. Язьва – с. Нижняя Язьва			9,70	10,5	11,8	12,2	5,73
р. Велва – д. Ошиб			0,32	0,38	0,42	0,49	0,48
р. Обва – с. Карагай			2,26	3,46	3,46	4,47	4,47
р. Обва – с. Рождественское			2,66	4,58	5,32	6,21	6,21
р. Кува – с. Кува				0,045	0,09	0,09	0,077
р. Иньва – г. Кудымкар			1,19	1,19	1,58	1,68	1,58
р. Иньва – д. Слудка			3,55	3,47	4,17	5,25	4,17
р. Яйва – с. Усть-Игум			12,8	13,7	13,8	13,9	13,9
р. Чусовая – пгт Кын	6,62	7,24	8,92	7,72	9,93	12,7	9,93
р. Чусовая – пгт Лямино	17,3	18,4	18,9	19,5	18,9	20,7	18,4
р. Сытва – с. Подкаменное			32,1	37,0	37,0	37,0	33,8
р. Вогулка – пгт Шамары				0,62	0,62	0,62	0,10
р. Колва – г. Чердынь			17,3	22,4	21,7	22,4	25,6
р. Кама – пгт Гайны			31,2	40,9	42	45,1	42
р. Кондас – с. Ощепково				0,36	0,45	0,56	0,45
р. Березовая – д. Буддырья			8,31	8,56	8,19	8,55	11,0
р. Косьва – с. Перемское			13,7	14,2	13,9	13,9	19,3
р. Усьва – пгт Усьва			2,32	2,52	2,28	2,52	3,39
р. Вильва – пгт Нововильвенский			2,88	2,78	3,38	3,58	3,50
р. Серебряная – с. Серебрянка			0,77	0,88	1,1	1,22	1,1
р. Сытва – пгт Шамары			2,43	2,52	2,4	2,4	2,26
р. Ирень – д. Шубино			11,5	12,2	11,3	13,2	13,2
р. Бабка – д. Балалы			1,41	1,76	1,68	1,68	1,47
р. Коса – с. Коса				4,28	4,49	5,78	4,76
р. Лолог – пос. Сергеевский				0,51	0,56	0,9	0,9
р. Чусовая – с. Косой брод				0,18	0,18	0,15	0,15

Примечание: полужирным выделены наибольшие значения среднемесячных расходов 95 % обеспеченности.

территориальными структурами Росгидромета нормативных значений минимальных расходов воды без учета явных эффектов нестационарности совершенно не конструктивна. Некорректным представляется и указанное выше требование п. 14 методики [2] о необходимости пересмотра проектов НДС при изменении исходных данных, в т. ч. и гидрохимической информации, на более чем 20 %, т. е. при выполнении неравенства

$$|(p_{i,t} - p_{i,t+1})/p_{i,t}| > 0,2, \quad (7)$$

где $p_{i,t}$ – расчетное значение i параметра, используемого при расчете НДС в t период;

$p_{i,t+1}$ – расчетное значение i параметра, используемое при расчете НДС в следующий $t+1$ период.

В последние 20 лет при разработке НДС действует следующая практика: гидрологические характеристики, как правило, не пересматриваются, несмотря на явно проявляемую климатическую нестационарность; фоновые гидрохимические характеристики, наоборот, пересматриваются каждые три года, при этом какого-либо анализа нестационарности данных процессов и установления ее причин не проводится.

Возможны два принципиально различных механизма, приводящие к выполнению неравенства (7). Первый, наиболее очевидный – нестационарность рассматриваемых процессов относительно средних значений. По-видимому, такой механизм подразумевался, когда вводилось требование п. 14 методики [2]. Однако нарушение данного условия возможно и при априорной стационарности рассматриваемых процессов только вследствие их высокой изменчивости. Эта ситуация хорошо известна в математической статистике.

В связи с этим для оценки неоднородности рассматриваемых выборок значительно более корректно вместо неравенства (7) применять специально отработанные для решения данных задач критерии, учитывающие изменчивость рассматриваемых рядов. Наиболее распространен критерий Стьюдента, тем более он является робастной оценкой, т. е. не чувствителен к незначительным отклонениям от нормальности рассматриваемых выборок. Однако, учитывая существенное отклонение от «нормальности» рассматриваемых выборок химических показателей качества водных объектов [18–20], более корректным представляется использовать специальные непараметрические критерии, в первую очередь, критерий Манна–Уитни, который является определенным непараметрическим аналогом критерия Стьюдента [21].

Традиционно обработка гидрохимической информации, как правило, строится на основе технологии параметрической статистики [22], в основе которой лежит априорно принимаемая гипотеза «нормальности» рассматриваемых выборок, т. е. что они описываются нормальным Гауссовским распределением.

Особая роль нормального распределения при статистической обработке исходной информации, в т. ч. в гидрологии и гидрохимии, обусловлена центральной предельной теоремой (ЦПТ), согласно которой, если динамика какого-либо показателя Z определяется совокупностью N факторов $X_1, \dots, X_i, \dots, X_N, \dots$ и если среди них нет некоторого «ведущего фактора»,

т. е. $\frac{\max X_i}{\sum_{i=1}^N X_i} \rightarrow 0$, если при этом рассматриваемые факторы статистически

независимы, т. е. $|R_{ij}| \rightarrow 0$, где R_{ij} – коэффициент корреляции между i, j

факторами, то при $N \rightarrow \infty$ распределение Z будет асимптотически приближаться к нормальному.

Принятие нормального распределения открывает возможность использования значительно более удобных и простых в решении прикладных задач параметрических методов.

В гидрологии основным ограничением применения нормального распределения является то, что $Q(t) \geq 0$ и коэффициент асимметрии C_s является статистически значимым. В то же время еще в работах А. Хазена, А. Фостера показано, что для описания основной гидрологической характеристики – расхода воды – более адекватно использование распределения, располагаемого на положительной полуоси, в первую очередь, Лог-нормального распределения и распределения Пирсона III типа (гамма-распределение). Поэтому значительные усилия в рамках статистической гидрологии были направлены на то, чтобы отработать эффективные методы статистических оценок в рамках параметрических моделей при априорной «ненормальности» рассматриваемых гидрологических рядов [23–25]. К сожалению, вопросам корректности статистических оценок гидрохимических показателей уделено значительно меньше внимания.

Анализ рассматриваемых функций распределений в зависимости от особенностей формирования гидрохимического режима водотоков представлен в ряде работ [18–20]. Очень часто, например в [21], рассматривается простейшая ситуация, когда содержание загрязнителя определяется только расходом водотока, в этом случае не трудно получить функцию распределения рассматриваемого химического показателя, исходя из функций распределений расходов воды Q в самом водотоке – $P_Q(Q)$. Как известно [22], в этом случае функция распределения $P(C)$ для концентрации загрязнителя в воде C будет иметь следующий вид:

$$P_C(C) = P_Q(f^{-1}(C)) \left| \frac{df^{-1}(C)}{dC} \right|. \quad (8)$$

Очевидно, что плотность распределения химических показателей качества воды будет иметь в этом случае нормальное распределение, только если нормальным будет распределение $Q(t)$, а связь между концентрацией C и расходом воды Q – линейной.

В то же время, если рассматриваемые поллютанты консервативны, а их расход поступления в водоток q существенно меньше расхода воды приемника, т. е. концентрация C значительно выше фоновой, то в первом приближении имеем

$$C(t) \sim C_{сб} \left(\frac{q(t)}{Q(t)} \right)^{\gamma(L)}, \quad (9)$$

где $\gamma(L)$ – параметр, характеризующий равномерное распределение рассматриваемых поллютантов по поперечному сечению водотока, определяется расстоянием L от источника загрязнения до контрольного створа, $0 \leq \gamma(L) \leq 1$. При $L \rightarrow 0$ $\gamma(L) \rightarrow 0$, а при $L \rightarrow \infty$ $\gamma(L) \rightarrow 1$.

Если расход сброса q независим от Q и является константой, то получается $C(t) \sim q/Q(t)$. Такого типа зависимость достаточно часто встречается и используется в прикладных гидрологических исследованиях. В этом случае, соответственно, будем иметь

$$P_c(C) = P_Q(q/C) \cdot \frac{1}{C^2}. \quad (10)$$

Более сложная ситуация, когда $q(t)$ также является случайной величиной с функцией распределения F_q . В этом случае функция распределения должна описываться соотношением [22]

$$F_{q/Q}(C) = \int_0^{\infty} P_Q(X_1) F_q(C \cdot X_1) dX_1. \quad (11)$$

К сожалению, даже в простейшем случае, когда распределения процессов $q(t)$ и $Q(t)$ нормальны, функция распределения $F_{q/Q}(C)$ имеет весьма громоздкий вид и затруднительна для анализа.

Поэтому исследования статистик таких процессов значительно удобнее проводить численно на основе достаточно хорошо отработанного в статистической гидрологии метода Монте-Карло. Разработка методов получения эффективных статистических оценок для не Гауссовских, асимметричных распределений, характеризующихся значимой внутрирядовой связанностью, являлась, как уже отмечено, одной из главных задач статистической гидрологии [23]. При этом наряду с аналитическими методами, используются методы прямого статистического моделирования – метод Монте-Карло.

Для оценки корректности принятого в [2] порога однородности для значений фоновых концентраций, описываемых соотношением (7), был поставлен и проанализирован следующий вычислительный эксперимент. На основе использования программного продукта Mathcad смоделированы 1000 выборок объемом 100 членов, каждая с априорно задаваемыми статистическими свойствами. Затем каждая выборка делилась на две равные подвыборки объемом 50 членов. Объем выборки 50 членов определяли тем положением, что нормативы НДС устанавливаются, как правило, на 3–5 лет, а частота отбора проб при мониторинге качества воды, как правило, один раз в месяц. Для каждой подвыборки вычислялись средние значения и медиана, а также отношения,

$$K_{1i} = \frac{\bar{C}_{1i}}{C_{2i}}, K_{2i} = \frac{\hat{C}_{1i}}{\hat{C}_{2i}},$$

где $\bar{C}_{1i}, \bar{C}_{2i}$ – средние значения по 1 – первой, 2 – второй половине i выборки соответственно;

$\hat{C}_{1i}, \hat{C}_{2i}$ – значение медианы по 1 – первой и 2 – второй половине i выборки.

Нетрудно заметить, что, т. к. по определению $K_1 \equiv 1$ и $K_2 \equiv 1$, выборочное среднее и выборочная медиана также должны стремиться к 1, а дисперсии выборочных средних и медиан определяться как объемом выборок, так и характером их распределения. В целом, при нормальном распределении для среднеквадратичного отклонения имеют место следующие выборочные оценки:

1) Средняя квадратичная погрешность оценки выборочных средних по выборке объемом N_1

$$\sigma_{\bar{c}} = \frac{\sigma_c}{\sqrt{N_1}} \left(1 \pm \frac{1}{\sqrt{N_2}} \right),$$

где N_2 – общее количество рассматриваемых выборок;

2) Средняя квадратичная погрешность оценки выборочных медиан по выборке объемом N_1

$$\sigma_{\hat{c}} = \left(\frac{\pi}{2} \right)^{1/2} \frac{\sigma_c}{\sqrt{N_1}} \left(1 \pm \frac{1}{\sqrt{N_2}} \right);$$

3) Средняя квадратичная погрешность оценки выборочных значений средних параметра $K_1 = \frac{\bar{C}_1}{C_2}$ по выборке объемом N_1

$$\sigma_{P_1} = \sqrt{2} \frac{\sigma_c}{\sqrt{N_1}} \left(1 \pm \frac{1}{\sqrt{N_2}} \right);$$

4) Средняя квадратичная погрешность оценки выборочных значений медиан параметра $K_2 = \frac{\hat{C}_1}{\hat{C}_2}$ по выборке объемом N_1

$$\sigma_{p_2} = \frac{\pi^{1/2} \sigma_c}{\sqrt{N_1}} \left(1 \pm \frac{1}{\sqrt{N_2}} \right).$$

Очевидно, что при $N_1 = 50$, $N_2 = 2000$ при $\sigma_c = 1$

$$\sigma_c = 0,141 \pm 0,003, \sigma_{\hat{c}} = 0,176 \pm 0,004,$$

$$\sigma_{K_1} = 0,204 \pm 0,006, \sigma_{K_2} = 0,248 \pm 0,0075.$$

Данные аналитические оценки хорошо согласуются с расчетными оценками, полученными методом Монте-Карло и представленными в табл. 3. Согласуемость аналитических и численных оценок позволяет надеяться, что используемая расчетная модель достаточно корректна. Если принять коэффициент вариации ряда $C - C_{V_c} \approx 1$, что характерно для гидрологических процессов, то при $N = 50$ имеем $\sigma_p \sim 0,28$, соответственно, вероятностное отклонение K от теоретического значения 1 составит $\Delta = 0,674 \cdot 0,28 \approx 0,19$, что представляется вполне разумным, если априорно принять, что рассматриваемая выборка имеет нормальное распределение. Однако, как следует из проведенного выше анализа, нормальность распределения химических показателей качества воды является скорее исключением, чем правилом.

Простейшая модель качества воды (9) с расходом водотока, статистическое распределение которого $P_Q(Q)$ описывается гамма-распределением как при $q = const$, так и при описании $q(t)$ нормальным распределением, как следует из табл. 3, характеризуется существенно более значительной дисперсией, что, безусловно, необходимо учитывать как при анализе гидрохимической информации, так и при задании расчетных гидрохимических характеристик при расчетах НДС.

Данные оценки еще раз, на независимом материале, подтвердили эффективность использования медианных значений по сравнению со средними арифметическими оценками при анализе гидрохимической информации [18, 19].

ВЫВОДЫ

Расчетные значения НДС характеризуются значительными погрешностями, обусловленными как применением некорректных методов расчета процессов разбавления, так и необъективностью задания исходной информации гидрологического и гидрохимического режимов водотока – приемника сточных вод.

Таблица 3. Результаты численных экспериментов по схеме Монте-Карло статистических оценок химических показателей качества воды (выборка 100 000 значений)

Характеристика	Статистические оценки						
	Mean \bar{C}	Median \hat{C}	σтеор	Δσ	σвыб	C _s	σC _s
Тестовая оценка C(t) при нормальном распределении							
Среднее из 2000 выборок объемом по 50 членов	1,004	1,003	0,141	0,003	0,137	0,000	0,055
Медиана из 2000 выборок объемом по 50 членов	1,004	1,001	0,176	0,004	0,165	-0,046	0,055
Среднее из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	1,019	0,995	0,204	0,006	0,200	0,728	0,077
Медиана из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	1,031	1,004	0,248	0,0075	0,248	0,844	0,077
Модельная оценка на основе численного моделирования C(t) = 1/Q(t), P(Q) – Гамма-распределение							
Среднее из 2000 выборок объемом по 50 членов	9,874	5,075			3,168	18,486	0,055
Медиана из 2000 выборок объемом по 50 членов	1,491	1,439			0,214	0,936	0,055
Среднее из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	1,687	0,995			1,842	8,729	0,077
Медиана из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	1,249	1,009			3,604	22,166	0,077
Модельная оценка на основе численного моделирования C(t)=q(t)/Q(t), P(q) – нормальное распределение, P(Q) – Гамма-распределение							
Среднее из 2000 выборок объемом по 50 членов	10,725	4,703			4,703	21,053	0,055
Медиана из 2000 выборок объемом по 50 членов	1,216	1,174			0,286	0,720	0,055
Среднее из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	2,138	0,994			3,259	12,257	0,077
Медиана из 1000 выборок из отношений 1 подгруппы ко второй объемами 50 значений каждая	1,085	0,989			0,454	2,725	0,077

Примечание: полужирным выделены минимальные значения среднего квадратического отклонения.

Методы расчета разбавления В.А. Фролова – И.Д. Родзиллера и А.В. Караушева, разработанные более 60 лет назад, позволяли с приемлемой для того времени точностью решать задачи регламентации техногенных нагрузок на водные объекты. Ограничения применения методов и их некорректность по отношению к некоторым типам водных объектов оправдывались их простотой и использованием минимума как исходной информации, так и вычислительных ресурсов. В настоящее время в нашей стране и за рубежом разработано большое количество пакетов программ, позволяющих эффективно решать задачи оценки интенсивности процессов разбавления для любых типов водных объектов. Переход от расчета полученных в рамках гидродинамических моделей полей загрязнения к расчету нормативов НДС по традиционной схеме не представляет каких-либо трудностей. Поэтому использование в качестве основного инструмента при решении задач регламентации техногенных нагрузок на водные объекты методов 60-летней давности при современных темпах развития науки, по крайней мере, нецелесообразно.

В работе доказана несостоятельность используемых при разработке НДС гидрологических и гидрохимических характеристик из-за внутригодовой и межгодовой нестационарности рядов данных наблюдений.

Поскольку величина среднегодового расхода в значительной мере определяется величиной весеннего половодья, а не межгодовыми расходами, то совершенно не правомерно рассчитывать НДС по межгодовому расходу года 95 % обеспеченности, как того требует действующая методика. Значительно более оправданным представляется использование минимальных среднемесячных расходов 95 % обеспеченности или, как при решении достаточно широкого круга задач инженерной гидрологии, минимального 30-дневного расхода 95 % обеспеченности.

Статистически значимое увеличение минимального зимнего стока в последние 30 лет следует учитывать при регламентации техногенных нагрузок на водные объекты. Необходима корректировка методических подходов к установлению минимальных нормативных расходов воды, рекомендуемых действующими нормативными документами для расчета НДС.

Совершенно некорректным представляется требование действующей методики о необходимости пересмотра проектов НДС при изменении фоновых гидрохимических показателей на более чем 20 %. Отклонения возможны и при априорной стационарности рассматриваемых процессов только вследствие их высокой изменчивости. Эта ситуация хорошо известна в математической статистике.

Учитывая существенное отклонение от «нормальности» рассматриваемых выборок химических показателей качества водных объектов, для

оценки неоднородности рассматриваемых выборок более корректным представляется использовать специальные непараметрические критерии.

Исследования функций распределения загрязнителей в условиях, когда как расходы воды водотоков, так и интенсивность поступления в них загрязняющих веществ, представляют собой случайные процессы, наиболее целесообразно проводить численно на основе достаточно хорошо отработанного в статистической гидрологии метода Монте-Карло.

Анализ дисперсий гидрохимических показателей при различных статистических распределениях как расхода поступления загрязнителей в водоток, так и расхода самого водотока-приемника, подтвердил значительно большую эффективность при анализе гидрохимической информации с использованием медианных оценок по сравнению со средними арифметическими оценками.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Водный кодекс Российской Федерации. Собрание законодательства Российской Федерации, 2006. № 23, ст. 2381, № 50, ст. 5279; 2007. № 26, ст. 3075; 2008. № 29, ч. 1, ст. 3418, № 30, ч. 2, ст. 2616; 2009. № 30, ст. 3735, № 52, ч. 1, ст. 6441; 2011. № 1, ст. 32, № 29, ст. 4281, № 30, ч. 1, ст. 4590, ст. 4594, ст. 4596, ст. 4605, № 48, ст. 6732, № 50, ст. 7343, ст. 7359.
2. Методика разработки нормативов допустимых сбросов веществ и микроорганизмов в водные объекты для водопользователей: Утв. приказом МПР России от 17.12.2007. № 333.
3. Черкинский С.Н. Санитарные условия спуска сточных вод в водоемы. М.-Л.: МКХ РСФСР, 1947. 156 с.
4. Фролов В.А. Определение степени смешения сточных вод с водой водотока (реки) // Производственные сточные воды. Вып. II. М.: Медгиз, 1950. С. 134–141.
5. Родзиллер И.Д. К вопросу о расчете смешения сточных вод в реке. М.: ВНИИ ВОДГЕО, 1954. 30 с.
6. Лепихин А.П. К шестидесятилетию наиболее известного метода расчета процессов разбавления // Водное хозяйство России. 2010. № 5. С. 81–93.
7. Пааль А.А., Платс Р.В., Паулус О.П. Сравнительный анализ методов расчета качества воды водотоков // Охрана окружающей среды от загрязнения промышленными выбросами ЦБК. Вып. 8. Л.: 1980. С. 35–41.
8. Караушев А.В. Турбулентная диффузия и метод смешения. Л.: Гидрометеиздат, 1946. 47 с.
9. Методические основы оценки антропогенного влияния на качество поверхностных вод / под ред. А.В. Караушева. Л.: Гидрометеиздат, 1981. 175 с.
10. Беликов В.В., Зайцев А.А., Милитеев А.Н. Численное моделирование кинематики потока на участке неразмываемого русла // Водные ресурсы. 2001. Т. 28. № 6. С. 701–710.

11. Чурусаева В.В., Старченко А.В. Математическая модель и численный метод для расчета турбулентного течения в русле реки // Вестник Томского ун-та. Математика, Механика. 2015. № 38. С. 100–112.
12. Лепихин А.П., Любимова Т.П., Паршакова Я.Н., Тиунов А.А. Численное моделирование разбавления и переноса высокоминерализованных рассолов в турбулентных потоках // Вычислительная механика сплошных сред. 2010. № 5. С. 68–79.
13. Лепихин А.П., Любимова Т.П., Паршакова Я.Н., Тиунов А.А. К проблеме утилизации избыточных рассолов предприятиями калийной промышленности в водные объекты // Физико-технические проблемы разработки полезных ископаемых. 2012. № 2. С. 185–193.
14. Lyubimova T., Lepihin A., Parshakova Ya., Tiunov A. The risk of river pollution due to washout from contaminated floodplain water bodies during periods of high magnitude floods // J. of Hydrology. 2016. Vol. 534. P. 579–589.
15. Лепихин А.П., Беличенко Ю.П. Особенности нормирования сброса взвешенных веществ в водотоки-приемники // Водные ресурсы. 1989. № 1. С. 103–108.
16. Лобанова А.Г., Гуревич Е.В., Георгиевский Д.В., Грек Е.А., Молчанова Т.Г., Шалашина Т.А. Особенности расчета основных гидрологических характеристик в условиях их временной нестационарности // Фундаментальные проблемы воды и водных ресурсов: Тр. VI Всерос. науч. конф. М.: ИВП РАН, 2015. С. 313–315.
17. Лепихин А.П., Перепелица Д.И. К применению показателя (коэффициента) Херста в гидрологии // Географический вестник. Пермь. 2016. № 4 (в печати).
18. Лепихин А.П., Мирошниченко С.А. Особенности задания «фоновой» концентрации в естественных водотоках // Водное хозяйство России. 2002. Т. 3. № 3. С. 247–262.
19. Лепихин А.П., Возняк А.А. Статистические функции распределения гидрохимических показателей качества воды поверхностных водных объектов // Водное хозяйство России. 2012. № 4. С. 21–32.
20. Долгоносов Б.М. Нелинейная динамика экологических и гидрологических процессов. М.: ЛИБРОКОМ, 2009. 440 с.
21. РД.52.24.622-2001. Методические указания. Проведение расчетов фоновых концентраций химических веществ в воде водотоков. 36 с.
22. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. М.: Физматлит, 2006. 813 с.
23. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком. М.: Наука, 1981. 254 с.
24. Сванидзе Г.Г. Математическое моделирование гидрологических рядов для водноэнергетических и водохозяйственных расчетов. Л.: Гидрометеиздат, 1977. 293 с.
25. Рождественский А.В. Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик. Л.: Гидрометеиздат, 1977. 260 с.

Сведения об авторах:

Лепихин Анатолий Павлович, д-р геогр. наук, профессор, директор, ФГБУ «Российский научно-исследовательский институт комплексного использования и охраны водных ресурсов», Камский филиал (КамНИИВХ), 614007, г. Пермь, ул. Н. Островского 113; заведующий лабораторией, ФГБУН «Горный институт Уральского отделения Российской академии наук», 614007, г. Пермь, ул. Сибирская, 78а; e-mail: lepihin49@mail.ru

Возняк Анна Анатольевна, канд. геогр. наук, старший научный сотрудник, ФГБУ «Российский научно-исследовательский институт комплексного использования и охраны водных ресурсов», Камский филиал (КамНИИВХ), 614007, г. Пермь, ул. Н. Островского 113; e-mail: AAVoznyak@gmail.com

Тиунов Алексей Александрович, инженер, ФГБУН «Горный институт Уральского отделения Российской академии наук», Россия, 614007, г. Пермь, ул. Сибирская, 78А; e-mail: anywiny@hotmail.com

Богомоллов Андрей Владимирович, младший научный сотрудник, лаборатория проблем гидрологии суши, ФГБУН «Горный институт Уральского отделения Российской академии наук», Россия, 614007, г. Пермь, ул. Сибирская, 78А; e-mail: whitewing85@mail.ru