

1991. — Vol. 157. — № 1. — P. 45–50.

4. Инструкция по разведке торфяных месторождений [Текст]. — М. : Мингео РСФСР, 1973. — 42 с.

5. **Казмирук, В. Д.** Зарастающие водотоки и водоемы : Динамические процессы формирования донных отложений [Текст]/ В. Д. Казмирук, Т. Н. Казмирук, В. Ф. Бреховских. — М. : Наука, 2004. — 310 с.

Материал поступил в редакцию 25.03.08.

Казмирук Василий Данилович, кандидат географических наук, старший научный сотрудник

Тел. 8 (48242) 43-7-43

E-mail: kazm@pochta.ru

Казмирук Тамара Николаевна, кандидат географических наук, старший научный сотрудник

E-mail: tamnicgor@yandex.ru

УДК 502/504: 556.047

Л. Ф. СОТНИКОВА

Институт водных проблем РАН

ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ ПАРАМЕТРОВ МАКСИМАЛЬНОГО СТОКА ПРИ ГИДРОТЕХНИЧЕСКОМ СТРОИТЕЛЬСТВЕ В РОССИИ

Дано обоснование расчетной обеспеченности при гидротехническом строительстве и приемы оценки расчетных характеристик максимального стока. Представлены рекомендации по уточнению оценок максимального стока. Проведено районирование оценок асимметрии многолетних рядов максимальных расходов воды весеннего половодья рек европейской территории СНГ.

Максимальные расходы воды, расчетная обеспеченность, статистические параметры распределения.

There is considered a substantiation of the designed provision at the hydraulic building and methods of estimation of the designed characteristics of the maximal drain. Recommendations are given on specifying assessments of the maximal drain. There was made a zoning of the asymmetry assessments of long-term series of maximal water flow of river spring flooding in the European territory of the CIS.

Maximal water flow, designed provision, statistic parameters of distribution.

Определение расчетных гидрологических характеристик при гидротехническом строительстве предусматривает решение следующих задач: а) выбор расчетной обеспеченности, б) порядок определения максимальных расходов, связанный с типом функции распределения вероятностей и методом оценки ее статистических параметров, а также с

оценкой точности результатов расчета, в) порядок пропуска расходов воды через гидротехническое сооружение.

В действующих строительных нормативах России эта вероятность связана с классом сооружения объекта — мощностью гидроэлектростанций, высотой плотины, площадью орошаемых земель и т.п. Для сооружений первого

класса предусматривается вероятность превышения расчетного расхода воды $P = 0,1$ (0,01 % в качестве поверочного расчета), т.е. один случай из 10 тыс. (СНиП 33-01-2003). Логическое обоснование этой весьма малой величины состоит в следующем: определение требуемой степени надежности сооружений базируется на подсчете возможных реализаций — суммарного числа случаев пропуска через сооружения половодий и паводков, максимум которых может превысить расчетные величины [1]. Это число определяется как произведение длительности работы сооружений на число сооружений данного типа в народном хозяйстве. Поскольку подобных сооружений в народном хозяйстве очень много, а разрушение каждого из них было бы катастрофой, нужно исходить из того, чтобы такая катастрофа практически исключалась. Из сказанного ясно, что выбор величины расчетного расхода воды подобным образом является чрезмерно высоким.

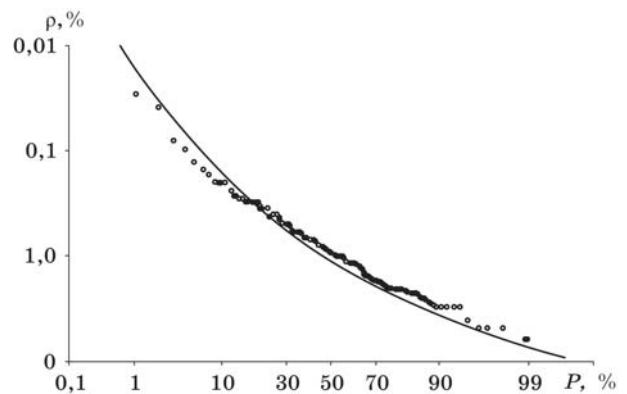
Явления с вероятностью превышения расчетного расхода воды 0,01 % крайне маловероятны. Однако можно привести ряд примеров, когда за обозримый период наблюдений на реках были отмечены паводки редкой повторяемости. Исследования автора дают основание считать, что и в области малых величин вероятности превышения порядка 0,01 % применяемые в настоящее время функции распределения, в частности трехпараметрические (гамма-распределение), дают результат, близкий к действительной повторяемости рассматриваемых событий. Экстраполяция в зону редкой обеспеченности подтверждена в работе совместным анализом данных с применением так называемых «кривых вероятности вероятностей превышения» [1]. На рисунке теоретическая «кривая вероятности вероятностей», вычисленная при среднем числе лет наблюдений, равном 50 годам, что соответствует среднему числу наблюдений на совместно рассматриваемых реках, сопоставлена со значения-

ми обеспеченностей первого члена ранжированной выборки рядов максимальных расходов воды по множеству рек Европейской России.

Теоретическое распределение вероятностей экстремально высоких точек рассчитано по формуле С. Н. Крещко:

$$P = 1 - (1 - \rho)^n,$$

где P — обеспеченность обеспеченности наибольшего члена выборки среди множества выборок, каждая из которых имеет объем n ; ρ — обеспеченность наибольшего члена выборки по индивидуальной кривой.



Кривая вероятности вероятностей превышения с эмпирическими точками первых членов ранжированных рядов максимумов

Это наиболее эффективный метод оценки соответствия наблюдаемых данных теоретическому распределению в области малых вероятностей превышения. Хорошее совпадение теоретической кривой и эмпирического материала свидетельствует о явлениях редкой повторяемости, а также о соответствии применяемого в расчетах трехпараметрического гамма-распределения природе максимального стока.

Следует заметить, что к настоящему времени изменилось и само содержание классов гидротехнических сооружений: гидросооружения, которые раньше по своей мощности относились к первому классу, теперь отнесены ко второму и третьему классам. Расчетные же величины максимальных расходов остались прежними, автоматически это привело уже к упрощению нормативов.

Для расчета максимальных расходов воды редкой вероятности превышения заслуживают внимания такие при-

емы и математические средства, которые наилучшим образом используют самую ценную часть имеющейся информации, а именно данные наблюдений за высоким стоком. Одним из таких приемов является применение усеченных распределений. Сущность усечения кривой распределения состоит в следующем: из численного анализа исключается определенный интервал колебания признака и по данным наблюдений в оставшемся интервале требуется построить часть полного распределения, т. е. усеченное распределение. В частности, применительно к расчету максимального стока используется лишь верхняя часть ряда наблюдений, расположенного в убывающем порядке, а численные значения нижней части ряда исключаются из рассмотрения.

Обоснованием служит тот факт, что под воздействием ряда причин максимальный сток в маловодные годы формируется при существенно иных условиях, чем в годы, обильные водой. Можно предположить, что сведения о режиме маловодных лет содержат мало информации, которая способствовала бы уточнению оценки распределения вероятностей высоких половодий и паводков. Если принять в расчет низкие паводки и половодья, то соответствие теоретической кривой эмпирическим данным в зоне малых вероятностей превышения нарушится. Исследования различных условий формирования высокого стока выявили наибольшую потребность в применении усеченных распределений для районов Приморья и Прибалтики.

При ограниченности исходной информации не всегда можно безошибочно определить параметры возможных максимальных паводков. Поэтому при расчете наиболее ответственных гидротехнических сооружений, разрушение которых связано с гибелью людей и большим материальным ущербом, новые нормы рекомендуют в расчетный максимум вводить гарантийную поправку, которая связывается с вероятными ошибками оценки соответствующих максимумов. На

основе статистической обработки многочисленных статистических выборок автором был проведен анализ стандартных ошибок квантилей трехпараметрического гамма-распределения при оценке выборочных параметров методом наибольшего правдоподобия (с различным соотношением коэффициентов изменчивости C_v и асимметрии C_s) [2].

Наибольший интерес представляет оценка асимметрии в многолетних колебаниях экстремальных характеристик речного стока. Это объясняется тем, что асимметрия в многолетних колебаниях стоковых рядов существенно влияет на положение концов кривой обеспеченности — зоны, по которой определяют расчетные величины максимальных и минимальных расходов воды. Кроме того, статистический параметр C_s недостаточно полно изучен применительно к рассматриваемым характеристикам стока.

Проведенные исследования в отношении максимального стока позволили сформулировать конкретные рекомендации для практики. В нормативах рекомендуется индивидуальная оценка выборочных параметров, на практике чаще используют закрепленное отношение коэффициента асимметрии C_s к коэффициенту изменчивости C_v .

Для расчетов максимального стока весеннего половодья и дождевых паводков принимают соответственно $C_s = 3C_v$ и $C_s = 4C_v$. Для расчетов, из-за больших ошибок при оценке C_s , рекомендовано использовать нормативно закрепленные значения, C_s к C_v , а не индивидуальные. Однако, как будет показано ниже, если нормативно закрепленное отношение C_s к C_v не соответствует природе явления, могут возникнуть существенные систематические погрешности. Закрепленные или обобщенные величины асимметрии предпочтительнее только в случаях, когда их обобщение базируется на достоверной исходной информации, которую представляют многолетние исходные ряды.

К настоящему времени получены результаты, которые позволяют

уточнить сложившуюся практику расчетов экстремальных величин стока и рекомендовать новые подходы к оценке асимметрии многолетних рядов этих характеристик. Прежде всего, это повышение точности определения индивидуальной оценки асимметрии по ряду, что связано с разработкой более совершенных методов оценки выборочных статистических параметров распределения, в частности метода наибольшего правдоподобия [1], позволяющего получить практически несмещенные оценки C_s для коррелятивно связанных и независимых выборок.

Анализ распределения оценок отношения C_s/C_v при массовых статистических испытаниях показал, что смещенность этого параметра для случая $C_s = 2C_v$ и $C_s = 3C_v$ отсутствует. Несущественная смещенность появляется при $C_s = 4C_v$ и малых значениях изменчивости. В этом случае длительность выборок должна быть значительно больше ($n > 50$). Со значительными погрешностями асимметрия ряда определяется указанным приемом при $C_s < 1,5C_v$. В [2] приведены ошибки оценок асимметрии по результатам статистической обработки многочисленных выборок.

Конечная цель гидрологического расчета — установить ординаты кривой распределения, т. е. определить расходы воды различной вероятности превышения. Поэтому ошибки статистических параметров, в частности асимметрии, должны рассматриваться не изолированно, а совместно с ошибками других параметров и статистических связей между ними.

При сопоставлении распределения квантилей, вычисленных при двух различных подходах по серии случайных выборок, имеем:

по выборке оцениваем первые два параметра, используя метод наибольшего правдоподобия в упрощенном варианте. Третий параметр C_s принимаем таким же, как в генеральной совокупности —

$$C_s = 2C_v, 3C_v, 4C_v;$$

по выборке индивидуально оцени-

ваем все три параметра.

Использование оценки C_s/C_v по выборке объемом в несколько десятков членов привносит в расчет большие погрешности, чем использование этой оценки как среднестатистической величины по группе гидрологически близких рек, что теоретически соответствует истинному отношению C_s к C_v по генеральной совокупности. Со статистической точки зрения полученный результат можно объяснить тем, что между оценками C_s и C_v (как и C_s/C_v) существует положительная корреляционная зависимость. Для метода наибольшего правдоподобия она достаточно высокая (значение коэффициента для рассматриваемых случаев достигает 0,8). Если выборочное значение коэффициента асимметрии C_s (или отношения C_s/C_v) преувеличено по сравнению с его истинной величиной, то завышенным в силу этой положительной корреляции оказывается значение коэффициента изменчивости C_s/C_v , и наоборот.

Для верхнего участка кривой — зоны расчета максимального стока — ошибки статистических параметров суммируют, что в итоге увеличивает ошибку расчетной характеристики при использовании только индивидуальной информации. Однако возможна и иная ситуация. Предположим, мы имеем дело с совокупностью случайных выборок (соотношение $C_s = 3C_v$) и проводим по ним массовые расчеты (например, по группе рек некоторого географического района со сходным гидрологическим режимом). Здесь могут быть рассмотрены два расчетных случая:

правильно назначили соотношение между C_s и C_v , т. е. приняли C_s равным $3C_v$. Тогда, выборочно оценивая первые два параметра X_0 и C_v , получаем результаты с некоторой случайной погрешностью. В среднем с той же погрешностью расчет может быть выполнен и другим способом — оценкой по выборке всех трех параметров;

неправильно назначено соотношение между C_s и C_v , например, C_s принято

равным $2C_v$, что отражается на конечных результатах — в среднем оценки квантилей X_p получают систематическую погрешность.

Таким образом, полное исключение из расчета индивидуальной оценки коэффициента асимметрии C_s не может быть признано правильным. В некоторых случаях использование ее более предпочтительно, чем использование неправильно назначенной оценки C_s/C_v . Индивидуальная оценка отражает особенности, свойственные рассматриваемой реке. Однако действительные закономерности колебаний стока в отдельном ряду наблюдений затушены случайными ошибками. Среднестатистическая оценка коэффициента асимметрии включает в себя информацию о колебаниях стока по группе рек. Однако привлечение данных по гидрологически различающимся между собой рекам неизбежно вно-

сит в расчет погрешность, которая растет с увеличением различий формирования стока объединяемых рек.

Методика совместного анализа однородных гидрологических характеристик С. Н. Крицкого позволяет учитывать индивидуальные и среднестатистические характеристики параметров группы водосборов:

$$C_{s,совм.} = \frac{C_{s,инд.} \sigma_{оср.}^2 + C_{s,оср.} \sigma_{инд.}^2}{\sigma_{оср.}^2 + \sigma_{инд.}^2},$$

где $C_{s,инд.}$ и $\sigma_{инд.}$ — соответственно индивидуальная оценка C_s по ряду наблюдений в данном створе и ее стандартная ошибка, равная $\sigma_{инд.} = \sigma_{случ.}$; $C_{s,оср.}$ и $\sigma_{оср.}$ — соответственно среднестатистическая оценка C_s как среднее значение по группе рек и ее стандартная ошибка, равная $\sigma_{оср.} = \sigma_{геогр.} + \sigma_{случ.}/k$ (k — число рек в группе).

Оценка асимметрии рядов максимального стока выполнена по рекам европейской части Содружества Независимых Государств, которые разделены на группы по однородным условиям формирования стока (таблица).

Значения оценок C_s/C_v по некоторым районам европейской территории Содружества Независимых Государств (p — расчетные, n — принятые)

Район	Число створов	$(C_s/C_v)_p$	$\sigma_{(C_s/C_v)случ}$	$C_s/C_v)_n$
Север	23	1,84	0,84	2,0
Северо-запад	12	3,54	1,07	3,5
Бассейн реки Луга	8	1,69	0,68	2,0
Запад	11	3,00	1,10	3,0
Бассейн реки Неман	7	2,86	1,20	3,0
Верховье Волги	11	2,00	0,91	2,0
Правобережье Волги	7	3,20	0,90	3,0
Бассейн Камы	6	2,70	1,20	2,7

Предлагаемые рекомендации позволяют получать более надежную расчетную базу для обоснования водохозяйственных мероприятий.

Список литературы

1. **Крицкий, С. Н.** Гидрологические основы управления речным стоком [Текст] / С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. — М. : «Наука», 1981. — 250 с.

2. **Сотникова, Л. Ф.** Обоснование стратегий управления водными ресурсами : монография [Текст] / Л. Ф. Сотникова. — М. : Научный мир, 2006. — С. 247—270.

Материал поступил в редакцию 10.04.08.

Сотникова Людмила Федоровна, кандидат технических наук, старший научный сотрудник

Тел. 8 (495) 135-54-15

E-mail: Sotnik35@mail.ru