Гидрометеорология и экология
№3 2009

УДК 556.16.013

РАСЧЕТ ЭМПИРИЧЕСКОЙ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ МАКСИМАЛЬНЫХ РАСХОДОВ ПАВОДКОВ

Доктор геогр. наук Г.Н. Трофимов

Рассмотрена возможность расчета эмпирической обеспеченности максимальных в году расходов воды с учетом разности соседних членов ранжированного ряда. Показано, что при таком подходе оценка эмпирической обеспеченности является наименее смещенной по сравнению с оценками по формулам, традиционно используемым в гидрологии. Высказано мнение о необходимости включения в расчеты кривых обеспеченности максимумов селевого характера.

Расчеты максимальных расходов являются одной из наиболее сложных гидрологических задач при проектировании и строительстве разного рода сооружений на реках. Занижение максимальных расходов приводит к разрушению сооружений, затоплению освоенных прибрежных территорий и, нередко, к человеческим жертвам. В свою очередь, завышение этих максимумов повышает стоимость сооружений и снижает их экономическую эффективность. Необходимо отметить, что проектировщиков интересуют максимумы редкой повторяемости (малой обеспеченности).

В гидрологии традиционно сложились три направления вычисления расчетных гидрологических характеристик:

- расчеты при наличии достаточно длительного ряда наблюдений;
- расчеты при недостаточности данных гидрометрических наблюдений и
- расчеты при отсутствии этих данных.

Не касаясь здесь двух последних направлений расчетов, остановимся на расчетах максимальных расходов воды малой обеспеченности для рек, имеющих достаточно длительные ряды наблюдений. В этом случае для расчетов максимумов заданной малой обеспеченности есть два пути: а) с помощью того или иного теоретического распределения и б) экстраполяцией эмпирической обеспеченности в область редкой повторяемости.

Как известно, статистические расчеты, в частности, расчеты случайной величины той или иной вероятности превышения, основаны, прежде всего, на требованиях не связности и однородности рядов наблюдений. В случаях, если в этих рядах обнаруживаются аномальные (экстремальные) значения переменной, то они классифицируются как «выбросы», ряды рекомендуется «выравнивать», а экстремумы исключать из расчетов. Выявление «выбросов» производится на основании критических значений тех или иных критериев согласия.

Отметим предварительно, что проектировщиков в целях безопасности сооружений интересуют именно такие аномальные расходы воды и поэтому в гидрологических расчетах воспользоваться такими рекомендациями (исключение выбросов) не представляется возможным. Однако, остановимся на оценках однородности рядов наблюдений за максимальными расходами воды. Гидрологи, учитывая сказанное выше, рекомендуют проводить расчеты максимумов с учетом их генезиса (снегового или дождевого). Сразу отметим, что на горных реках, помимо упомянутых причин, максимумы могут формироваться при прорыве плотин высокогорных озер, при опорожнении временных водосборников в теле горных ледников и в ледниковых моренах, при разрушении завалов русел рек, образованных при сходе оползней, и т.п. Другими словами, генезис максимальных расходов воды на горных реках может быть самым разным и, что достаточно важно, не всегда можно с уверенностью установить причину их формирования.

Статистические критерии для оценки «выбросов» применяют, преследуя одну из следующих целей:

- выровнять ряды наблюдений перед анализом (отбрасывание выбросов);

- убедиться, что аномальные значения присутствуют, что указывает на необходимость пересмотра процедуры вычислений и получения новых статистических данных;

- выделить наблюдения, которые могут представлять особый интерес именно из-за их экстремальности.

Теория и практические методы отбрасывания выбросов разработаны слабо, что подтверждается следующим высказыванием Е. Гамбела [1]: «Отбрасывание аномальных значений на чисто статистической основе было и остается весьма опасной процедурой. Само их присутствие может являться доказательством того, что исследуемая совокупность в действительности отличается от предполагаемой».

Статистики экстремальных отклонений, содержат, как правило, разность между экстремальным и последующими значениями, или между экстремальным и выборочным средним значением, а также среднее квадратическое отклонение. К первым можно отнести критерий Ирвина [10], построенный на исследовании двух соседних членов ранжированного ряда x_m и x_{m+1}

$$\lambda = \frac{x_m - x_{m+1}}{\sigma_x}, \qquad (1)$$

здесь σ_x – среднеквадратическое отклонение.

Г.Ф. Лакин приводит критерий оценки сомнительных вариантов (потенциальных выбросов) для максимумов в виде [5]:

$$t = \frac{x_1 - x_2}{x_2 - x_{n-1}}, \qquad (2)$$

где x_1 – наибольшее значение варианты, x_2 – следующее за ним значение в ранжированном ряде, x_{n-1} – второе значение переменной в возрастающем ряде, n – число членов ряда. Предположение, что x_1 принадлежит данному ряду отбрасывается при $t_э > t_\alpha$, где α – выбранный уровень значимости.

А. Анскомб для аналогичной оценки аномальных значений предложил рассматривать разности $У_M = X_M - \bar{X}$, где X_M – максимальное значение, а $\bar{X}$ – среднее значение переменной. Исходная гипотеза отбрасывается, если по абсолютному значению $|У_M| > c \cdot \sigma_x$ [3]. В свою очередь, c рассчитывается по формуле:

$$\left[\frac{n \cdot c^2 \cdot (\nu - 1)}{\nu \cdot \left(\nu - \frac{n \cdot c^2}{\nu} \right)} \right]^{\frac{1}{2}} \approx t_{1-\frac{\alpha}{2}}^{\nu-1}, \qquad (3)$$

где t – распределение Стьюдента, ν – число степеней свободы.

В данной работе остановимся на расчете обеспеченности максимальных расходов дождевых паводков, формирующихся на малых низкогорных реках Узбекистана. Этот выбор обусловлен, во-первых, однородностью генезиса паводков на этих реках и, во-вторых, многочисленностью таких водотоков. Так по данным [12] в Узбекистане насчитывается 17777 рек, причем основная их часть это малые реки длиной менее 10 км. Исследуя дождевые максимумы, мы использовали данные по 42 рекам, площадь водосбора которых не превышает 100 км^2, а средняя высота бассейнов не более 2,0 км. Для всех этих рек нами проведены статистические расчеты, как их основных статистических характеристик максимумов, так и их эмпирических обеспеченностей. Для иллюстрации полученных результатов приведем данные по малой низкогорной реке – Шаугазсай (левый приток р. Ахангаран). Площадь водосбора реки до гидропоста (урочище Караташ) – 65,8 км^2, длина водотока от его истока до гидропоста 15 км, общая протяженность реки 22 км, средняя высота водосбора 1,66 км.

Нами для максимальных расходов воды р. Шаугазсай – пост Караташ проведена проверка принадлежности наибольшего за многолетие расхода воды всей совокупности наблюдений по трем перечисленным критериям (табл. 1). По этому посту имеется ряд наблюдений с 1951 по 2004 гг., т.е. длиной несколько более 50 лет. Максимальный, измеренный на посту, расход воды составил 172 м^3/с (27 июля 1964 г.), наименьший годовой максимум – 0,55 м^3/с, который наблюдался дважды в 1962 и 1977 гг. Средний из максимальных расходов – 7,46 м^3/с, а второй член ряда в возрастающем порядке равен 0,57 м^3/с (1986 г.). Коэффициент вариации этого ряда равен 3,20, а коэффициент асимметрии 6,61.

Как видно в табл. 1 все эмпирические значения критериев превосходят их теоретические значения при 5 % уровне значимости. Это говорит о том, что в расчетах и параметрах распределения и самой кривой обеспеченности использовать значение максимального расхода воды 1964 года нельзя и ряд наблюдений неоднороден.

Таблица 1

Проверка принадлежности наибольшего расхода воды р. Шаугазсай общей совокупности с помощью критериев согласия

Q_{max}, м^3/с	Год	Критерий принадлежности члена ряда совокупности					
		по Ирвину		по Лакину		по Анскомбу	
		λ	$\lambda_{0,95}$	t	$t_{0,95}$	$\lvert Y_M \rvert$	$c \cdot \sigma_x$
172,00 33,50 0,57 7,46	1964 1969 1986 Среднее	5,87	1,10	0,81	0,19	164,5	160,3

Таким образом, складывается противоречивая ситуация – на гидропосту зарегистрирован резко отличный от общей совокупности годовой максимум. Однако, каких-либо исключительных гидрометеорологических (да и других природных) событий в бассейне реки не происходило. Можно лишь предположить, что максимальный расход 27 июля 1964 года сформировался при выпадении довольно интенсивного дождя, хотя на посту Караташ, расположенному на высоте 1,1 км и на близлежащих постах на эту дату осадков не зафиксировано. Добавим, что в это время года снежный покров в бассейне уже стаял.

Как отмечено выше, для вычисления максимумов малой обеспеченности рекомендуется использовать то или иное теоретическое распределение. В гидрологии чаще всего используются распределения К. Пирсона, С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля, реже распределение – Е. Гамбела (двойной показательный закон, или закон первого типа) и еще реже распределение – Фишера-Типпета I типа (для максимумов) [4, 7-9]. Если учесть статистические характеристики ряда максимумов р. Шаугазсай, то в таблицах Крицкого-Менкеля при $C_s/C_v = 2$ значения модульного коэффициента для $C_v = 3{,}20$ нет, а распределение Пирсона ограничено величиной $C_s = 6{,}4$. Использование распределения Гамбела для максимумов по сути дела сводятся к спрямлению кривой вероятности не превышения и экстраполяции ее в область высоких значений. Как видно на рисунке, спрямления рядов максимальных расходов воды р. Шаугазсай по распределению Гамбела не произошло. Максимумы, рассчитанные по распределению Фишера-Типпета, в районе обеспеченностей выше 50 % получились отрицательными.

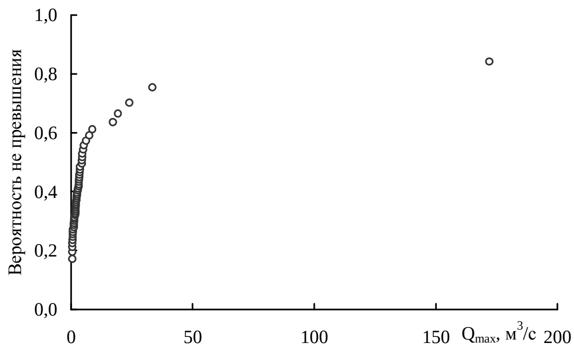

Рис. Расчет кривой обеспеченности максимальных расходов воды р. Шаугазсай (по Гамбелу).

В условиях, когда теоретические распределения к расчету обеспеченности максимальных расходов воды не применимы, для расчета переменных малой обеспеченности можно использовать их эмпирические значения.

Для описания эмпирической функции распределения и экстраполяции данных расчетов в область редкой повторяемости в гидрологии используется ряд формул. Чаще всего это формулы:

– А. Хазена $$p^* = \frac{m-0{,}5}{n}, \tag{4}$$

– Н.Н. Чегодаева $$p^* = \frac{m-0{,}3}{n+0{,}4}, \tag{5}$$

– С.Н. Крицкого-М.Ф. Менкеля $$p^* = \frac{m}{n+1}, \tag{6}$$

– Е.Г. Блохинова $$p^* = \frac{m-0{,}4}{n+0{,}2}, \tag{7}$$

– Д. Коудена $$p^* = \frac{1}{\sqrt{n}+1}\left(\frac{m}{\sqrt{n}} + \frac{1}{2}\right), \quad (8)$$

и др. Здесь p^* – эмпирические вероятности превышения в долях единицы.

Отметим, что формула Крицкого-Менкеля полностью соответствует ранее предложенной формуле Е. Гамбела, а формулу Д. Коудена зачастую называют формулой «*min*/*max*». Все приведенные выше формулы не учитывают ни абсолютные изменения исходных переменных, ни их статистические характеристики. Основными аргументами в них являются – порядковый номер переменной m и общая длина ряда n. Детальный анализ таких формул проделан Ю.Б. Виноградовым [1] и М.А. Мамедовым [6]. Последний, отмечая, что допущение, принятое при выводе вышеприведенных формул о том, что вероятность случайной величины принимается независящей от значения самой случайной величины недопустимо в случаях, когда отклонения ее близки, или превышают саму измеряемую величину. Для таких рядов максимальных расходов он предложил формулу обеспеченности максимумов в виде:

$$p^* = \frac{m}{n+1+K_m^Z}, \quad (9)$$

где K_m – модульный коэффициент для m-го члена ранжированного ряда. Показатель степени Z рекомендован в зависимости от величины коэффициента вариации ряда в пределах от 2 до 5. Нужно отметить, что формула, предложенная Мамедовым, пожалуй, единственная на сегодняшний день, когда в ее структуру входят статистические характеристики конкретного ряда. Добавим, что, по его мнению, эта формула дает более стабильные величины обеспеченности при рядах разной продолжительности и, самое главное, «позволяет «отскакивающие» величины включить в общую статистическую совокупность, … что делает экстраполяцию эмпирических кривых более надежной» [6].

К недостаткам формулы (9), видимо, нужно отнести то, что важнейший ее параметр Z задается одинаковым при широком изменении коэффициентов вариации рядов наблюдений, к примеру, при изменении C_v более чем в 2 раза (0,3…0,7) Z принимается равным 4.

Касаясь формул (4)…(8), нужно сказать, что все оценки вероятности превышения, вычисленные по ним, являются смещенными в сравнении с вероятностью, вычисляемой по формуле $p^* = \frac{m}{n}$. Второй, более существенный недостаток этих формул состоит в том, что для любого реального соотношения соседних членов ряда (в том числе крайних его членов) мы получаем вероятности превышения, обусловленные только номером переменной и общей длиной ряда.

Выше, в качестве критерия принадлежности экстремальных членов ряда общей совокупности, был приведен критерий Ирвина. Структура этого критерия, кроме его «прямого назначения», позволяет давать оценку «близости» соседних членов ряда. Это его свойство использовано нами при расчетах эмпирической обеспеченности максимальных расходов воды по формуле:

$$p^* = \frac{mn - \lambda^2}{n\left(n + \lambda^2\right)}. \qquad (10)$$

Прежде чем перейти к анализу полученных оценок вероятности превышения максимумов р. Шаугазсай заметим, что оценка, вычисленная по (10) будет наименее смещенной по сравнению с оценками, полученными по формулам (4)…(9) и при $Q_m - Q_{m+1} \to 0$ мы получаем практически несмещенную оценку вероятности превышения.

Результаты вычисления эмпирических обеспеченностей максимумов р. Шаугазсай по вышеприведенным формулам для верхней части кривой (первые 10 членов ранжированного ряда) приведены в табл. 2.

Как видим (табл. 2), формула (8) дает наиболее завышенные величины эмпирической обеспеченности по сравнению со всеми остальными. Наименьшее значение вероятности превышения для первого члена ряда дает формула М. Мамедова, почти в два раза большая оценка обеспеченности получена по формуле (10). Для второго и последующих членов ряда по формуле (10) получены, как и предполагалось, практически не смещенные оценки эмпирической вероятности превышения.

Как известно, помимо несмещенности эмпирических оценок статистических характеристик необходимо определить их эффективность. Эффективной является статистическая оценка, имеющая, при заданном объеме выборки, наименьшую дисперсию. Как показали расчеты, наименьшей дисперсией обладает оценка эмпирической обеспеченности, полученная по формуле М. Мамедова, но, как видно в табл. 2 эта оценка весьма существенна смещена относительно несмещенной оценки, вычисленной по формуле $p^* = \frac{m}{n}$. Несколько большая дисперсия оценок получена при расчете обеспеченности по формуле (10), однако увеличение дисперсии этой оценки не на столько существенно, чтобы предпочесть более смещенную оценку, полученную по формуле (9).

Таблица 2

Эмпирические обеспеченности максимальных расходов воды р. Шаугазсай

Q_{max}, м^3/с	Эмпирические обеспеченности максимальных расходов воды							
	$\frac{m}{n}$	$\frac{m}{n+1}$	$\frac{m-0{,}3}{n+0{,}4}$	$\frac{m-0{,}5}{n}$	$\frac{m-0{,}4}{n+0{,}2}$	$\frac{1}{\sqrt{n}+1}\left(\frac{m}{\sqrt{n}}+0{,}5\right)$	$\frac{m}{n+1+K_m^Z}$	$\frac{mn-\lambda^2}{n\left(n+\lambda^2\right)}$
172	0,0189	0,0185	0,0131	0,0094	0,0113	0,0771	0,0017	0,0042
33,5	0,0377	0,0370	0,0318	0,0283	0,0301	0,0937	0,0270	0,0376
24,0	0,0566	0,0556	0,0506	0,0472	0,0489	0,1104	0,0466	0,0565
19,3	0,0755	0,0741	0,0693	0,0660	0,0677	0,1270	0,0659	0,0755
17,2	0,0943	0,0926	0,0880	0,0849	0,0865	0,1436	0,0893	0,0941
8,79	0,1132	0,1111	0,1067	0,1038	0,1053	0,1602	0,1083	0,1132
7,58	0,1321	0,1296	0,1255	0,1226	0,1241	0,1768	0,1272	0,1321
6,23	0,1509	0,1481	0,1442	0,1415	0,1429	0,1935	0,1463	0,1509
5,29	0,1698	0,1667	0,1629	0,1604	0,1617	0,2101	0,1651	0,1698
5,09	0,1887	0,1852	0,1816	0,1792	0,1805	0,2267	0,1836	0,1887

Выше было сказано, что с учетом основных статистических характеристик рядов наблюдений за максимумами использование теоретических распределений затруднительно, а порой и невозможно. Тем не менее, для сравнения 1 %-х максимумов мы использовали распределение Пирсона, экстраполируя значения нормированных отклонений от среднего до величины C_s = 6,6.

Также, учитывая тот факт, что при оценке эмпирических обеспеченностей по формулам (4)…(8) мы оперируем только числом членов ряда и порядковым номером переменной. Проведено «разреживание» рядов, путем исключения второго, третьего и т.д. членов ряда в его хронологической последовательности и проанализированы, дополнительно к исходному ряду, состоящему из 54 членов, три выборки, состоящие из 26, 18 и 10 членов ряда. Добавим, что при случайном исключении точек наибольший член ряда включался в каждую выборку (табл. 3). Операция разреживания рядов проведена с целью анализа «устойчивости» (или изменяемости) расчетных квантилей при изменении числа членов ряда *n*.

Экстраполяция эмпирической кривой обеспеченности в область ее малых значений производилась по экспоненте с использованием первых трех-четырех членов убывающего ряда по формуле

$$Q_p = \frac{Ln(a) - Ln(p^*)}{b}, \tag{11}$$

здесь p^* – эмпирическая обеспеченность, Q_p – расход воды заданной обеспеченности, a и b – параметры связи.

Таблица 3

Максимальные расходы воды 1 % обеспеченности, вычисленные по различным формулам

Число точек	Максимальный расход воды 1 % обеспеченности, м³/с								
	по Пирсону	$\frac{m}{n}$	$\frac{m}{n+1}$	$\frac{m-0{,}3}{n+0{,}4}$	$\frac{m-0{,}5}{n}$	$\frac{m-0{,}4}{n+0{,}2}$	$\frac{1}{\sqrt{n}+1}\left(\frac{m}{\sqrt{n}}+0{,}5\right)$	$\frac{m}{n+1+K_m^Z}$	$\frac{mn-\lambda^2}{n\left(n+\lambda^2\right)}$
53	120	222	220	180	152	166	740	91,2	120
26	161	310	306	251	212	232	764	121	138
18	187	355	348	287	244	266	765	142	143
10	240	430	418	348	297	323	770	174	120

При сопоставлении максимумов, рассчитанных по эмпирическим формулам, с их значением, полученным по распределению Пирсона видно, что величина расходов вычисленных по формуле «*min*/*max*» сильно завышена. Вполне понятно завышение максимумов, рассчитанных по формулам (4)…(9), т.к. с уменьшением числа членов ряда неизбежно возрастает обеспеченность в области ее малых значений. Иная картина изменения максимумов 1 % обеспеченности, вычисленных по формуле (10). Добавим, что в среднем наименьшее отклонение эмпирических максимумов от их значения по Пирсону получено по формуле (10) – 22,0 %, несколько большее отклонение (25,1 %) получено по формуле (9). Отметим также, что, по всем формулам, за исключением (10), прослеживается увеличение расчетных величин с уменьшением числа членов ряда.

Помимо максимумов, зарегистрированных на гидропостах, в гидрологических расчетах считается необходимым учитывать, так называемые «исторические максимумы» [2]. Очевидно, что включение этих максимумов в статистические ряды с точки зрения математической статистики неоправдано. Однако потребности практики и, в первую очередь, обеспечение безопасности объектов, находящихся в зоне возможного затопления паводковыми водами, определяют необходимость включения в расчеты именно этих «сверх максимальных» расходов воды. Для горных рек – это обычно селевые расходы.

При прохождении паводков селевого характера оценка их максимумов проводится, как правило, на тех участках реки, где имелись разрушения, причиненные потоком, либо происходила существенная деформация русла (изменение планового рисунка русла, обрушение берегов и т.п.). Другими словами, местоположение так называемых «селевых поперечников» часто не совпадает с расположением гидрологических постов. По этой причине для больших рек включение максимумов такого рода в общую совокупность не всегда обосновано. Для малых рек, видимо, можно включать данные Каталога селей и других справочников по максимумам в общий ряд, так как в силу небольшой протяженности водотоков, изменение местоположения створа измерений этого максимума, существенного влияния на его размер не окажет.

На основании обследования следов катастрофического паводка, прошедшего 27 июля 1964 г. на р. Шаугазсай, максимальный расход был оценен в 274 м^3/с для створа, расположенного несколько ниже гидропоста [11]. Замена максимума, измеренного на гидропосту, этой величиной, естественно, изменила статистические характеристики ряда – среднее значение расхода – 9,38 м^3/с, коэффициенты вариации и асимметрии – 4,00 и 7,00 соответственно. Расчеты эмпирических обеспеченностей по всем формулам для нового ряда приведены в табл. 4.

Таблица 4

Эмпирические обеспеченности максимальных расходов воды р. Шаугазсай (с включением селевого максимума 1964 г.)

Q_{max}, м^3/с	Эмпирические обеспеченности максимальных расходов воды							
	$\frac{m}{n}$	$\frac{m}{n+1}$	$\frac{m-0,3}{n+0,4}$	$\frac{m-0,5}{n}$	$\frac{m-0,4}{n+0,2}$	$\frac{1}{\sqrt{n}+1}\left(\frac{m}{\sqrt{n}}+0,5\right)$	$\frac{m}{n+1+K_m^Z}$	$\frac{mn-\lambda^2}{n\left(n+\lambda^2\right)}$
274	0,0189	0,0185	0,0131	0,0094	0,0113	0,0771	0,0011	0,0024
33,5	0,0377	0,0370	0,0318	0,0283	0,0301	0,0937	0,0300	0,0377
24,0	0,0566	0,0556	0,0506	0,0472	0,0489	0,1104	0,0495	0,0566
19,3	0,0755	0,0741	0,0693	0,0660	0,0677	0,127	0,0687	0,0755
17,2	0,0943	0,0926	0,0880	0,0849	0,0865	0,1436	0,0872	0,0942
8,79	0,1132	0,1111	0,1067	0,1038	0,1053	0,1602	0,1093	0,1132
7,58	0,1321	0,1296	0,1255	0,1226	0,1241	0,1768	0,1281	0,1321
6,23	0,1509	0,1481	0,1442	0,1415	0,1429	0,1935	0,1469	0,1509
5,29	0,1698	0,1667	0,1629	0,1604	0,1617	0,2101	0,1657	0,1698
5,09	0,1887	0,1852	0,1816	0,1792	0,1805	0,2267	0,1842	0,1887

При анализе табл. 3, 4 обращает на себя внимание тот факт, что, для расхода 172 м^3/с эмпирическая обеспеченность равна 0,0042, а обеспеченность расхода 274 м^3/с должна быть существенно меньше и по формуле (10) она равна 0,0024, т.е. практически в 2 раза меньше. Очевидно, что формулы (4)…(8) такой корректировки в оценке эмпирической обеспеченности выполнить не могут.

Расчеты максимума 1 % обеспеченности р. Шаугазсай, с учетом селевого максимума 1964 г. показали, что наименьшее в среднем отклонение расходов 1 % обеспеченности по сравнению с кривой Пирсона получено по формуле (9) – 28,7 %. Однако, по формуле (10) аналогичное отклонение составляет 32,3 % (табл. 5).

Таблица 5

Максимальные расходы воды 1 % обеспеченности, вычисленные по различным формулам (с включением селевого максимума 1964 г.)

Число точек	Максимальный расход воды 1 % обеспеченности, м^3/с								
	по Пирсону	$\frac{m}{n}$	$\frac{m}{n+1}$	$\frac{m-0{,}3}{n+0{,}4}$	$\frac{m-0{,}5}{n}$	$\frac{m-0{,}4}{n+0{,}2}$	$\frac{1}{\sqrt{n}+1}\left(\frac{m}{\sqrt{n}}+0{,}5\right)$	$\frac{m}{n+1+K_m^z}$	$\frac{mn-\lambda^2}{n\left(n+\lambda^2\right)}$
53	186	354	351	351	238	261	938	127	159
26	255	496	488	399	337	369	1230	178	188
18	300	568	557	459	389	425	1230	212	199
10	381	687	668	556	475	516	1230	271	174

Кратко сформулируем полученные выводы.

1. В случаях, когда нет возможности использовать то или иное теоретическое распределение, экстраполяцию кривых распределения в зону редкой повторяемости можно проводить по значениям эмпирической обеспеченности. Для этого достаточно использовать первые три-четыре члена убывающего ряда.

2. В соответствии с требованиями, предъявляемыми к статистическим оценкам рядов, оценка эмпирической вероятности, вычисляемая по формуле (10) имеет следующие преимущества:

- она является наименее смещенной по сравнению с остальными смещенными оценками;
- она обладает малой изменчивостью, что говорит об ее эффективности;
- эмпирическая обеспеченность, вычисленная по этой формуле, в наименьшей степени зависит от числа членов ряда.

3. В практических расчетах для малых рек целесообразно учитывать так называемые селевые максимумы, причем использование формулы (10) обеспечивает наименьшее увеличение расчетных величин (примерно в 1,3…1,4 раза), что, в какой-то степени, предотвращает не оправдываемое завышение максимумов и мало обоснованное удорожание проектируемых сооружений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Виноградов Ю.Б. Математическое моделирование процессов формирования стока. – Л.: Гидрометеоиздат, 1988. – 312 с.
2. Горошков И.Ф. Гидрологические расчеты. – Л.: Гидрометеоиздат, 1979. – 430 с.
3. Длин А.М. Математическая статистика в технике. – М.: Наука, 1958. – 465 с.

4. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком. – М.: Наука, 1981. – 255 с.
5. Лакин Г.Ф. Биометрия. – М.: Высшая школа, 1990. – 351с.
6. Мамедов М.А. Анализ условий формирования и методы расчета максимальных расходов горных рек (на примере рек Закавказья и Дагестана): Автореф. дис. … докт. геогр. наук / Главный гидрологический институт.– Л., 1984. – 39 с.
7. Международное руководство по методам расчета основных гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеоиздат, 1984. – 247 с.
8. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеоиздат, 1984. – 447 с.
9. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики (для технических приложений). – М.: Наука, 1965. – 510 с.
10. Хальд А. Математическая статистика с техническими приложениями. – М.: ИЛ, 1956. – 664 с.
11. Чуб В.Е. Изменение климата и его влияние на гидрометеорологические процессы, агроклиматические и водные ресурсы Республики Узбекистан. – Ташкент: Изд-во Узгидромета, 2007. – 132 с.
12. Чуб В.Е., Трофимов Г.Н., Меркушкин А.С. Селевые потоки Узбекистана. – Ташкент: Изд-во Узгидромета, 2007. – 109 с.

Национальный университет Узбекистана им. Мирзо Улугбека, г. Ташкент

ТАСҚЫНДАРДЫҢ ЕҢ ЖОҒАРҒЫ СУ ӨТІМІНІҢ ЭМПИРИКАЛЫҚ ҚАМТАМАСЫЗДЫҒЫН ЕСЕПТЕУ

Геогр. ғылымд. докторы Г.Н. Трофимов

Жыл ішінде ең жоғарғы су өтімінің эмпирикалық қамтамасыздығын барлық бақылау қатарындағы айырмашылықты ескере отырып, есептеу мүмкіндігі қарастырылды. Мұндай ыңғаймен эмпирикалық қаматамасыздықты бағалау гидрологияда дәстүрлі қолданылатын формулалармен есептегенге қарағанда, аз қозғалмалы келеді. Сонымен қатар қамтамасыздық қисығының есебіне су өтімінің селдік сипаттағы ең жоғарғы мәндерін енгізу қажеттілігі жайлы пікір айтылады.