мости трубы и русла нужно очищать от ила и мусора. Кроме того, надо проверять исправность проезжей части дороги над трубой, учитывая, что трещины, выбоины и просадки вызывают увлажнение грунта насыпи и его лучение при промерзании. В этот же период надо проверять состояние звеньев, швов, гидроизоляции и оголовков труб. В период эксплуатации в трубах могут возникать неравномерные просадки звеньев по длине трубы, трещины и деформации самих звеньев, нарушение гидроизоляции, сдвиг оголовков с отрывом их от трубы. Наибольшие просадки наблюдаются в средних участках трубы. Деформации и повреждения оголовков происходят в результате промыва фундаментов, неравномерных осадок грунта или увеличения давления увлажненного грунта на открылки оголовков. При появлении деформаций в звеньях, просадок или смещений звеньев и оголовков труб за ними рекомендуется установить наблюдение.

Пустоты за трубами при небольших высотах полотна заполняют грунтом, вскрывая сверху дефектный участок. Деформированные и поврежденные оголовки необходимо перестроить, приняв одновременно меры к ликвидации причин деформаций.

Зимой накануне выпадения снега трубы необходимо закрывать хворостяными, соломенными или другими щитами, чтобы устранить возможность их заноса. За проходом талых вод надо вести наблюдения, предупреждая засорение труб и заторы.

При эксплуатации труб следует предупредить появление дефектов, так как сравнительно небольшие неисправности могут привести к образованию значительных дефектов и к большим и трудоемким работам. Правильно организованная служба эксплуатации может значительно продлить срок службы деревянных мостов и обеспечить бесперебойное движение по ним.

## УДК 630\*378.33

М.Г.КРАСНИК, канд.техн.наук, Т.В.КУЛИК (БТИ)

(1)

# ВЫБОР ФОРМУЛЫ ДЛЯ РАСЧЕТА ЭМПИРИЧЕСКОЙ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ

При гидрологических и водохозяйственных расчетах возникает необходимость оценивать вероятность превышения — обеспеченность наблюдаемых значений гидрологических характеристик. Оценка производится по ранжированному ряду этих значений с использованием следующих формул [1]:

$$P = \frac{m}{n+1};$$

$$P = \frac{m-0.3}{n+0.4};$$

$$P = \frac{m-0.5}{n+0.25};$$

74

$$P = \frac{m - 0.25}{n + 0.5}$$

Эти и другие формулы выводятся из общей зависимости, полученной из условия симметрии относительно медианы [2],

$$\mathbf{P} = \frac{\mathbf{m} - \alpha}{\mathbf{n} + 1 - 2\alpha}$$

где α — изменяется в пределах от 0 до 1; Р — обеспеченность членов, занимающих m-е место в ранжированном ряду; n — объем ряда.

Имеются формулы, построенные на других принципах:

$$P = \frac{m - 0.5}{n} ;$$
(3)  

$$P = \frac{m}{n} ;$$

$$P = \frac{2m - (n + 1) + \sqrt{n(n + 1)}}{2\sqrt{n(n + 1)}} .$$
(4)

Одна из задач, при которой используется эмпирическая обеспеченность, состоит в проверке соответствия теоретической кривой обеспеченности наблюда-

Таблица 1

Н, см	P= 1	$P = \frac{m - 0.5}{n}$	$P=\frac{m-0,3}{n+0,4}$	$P = \frac{m - 0.25}{n + 0.5}$	$P = \frac{2m - (n + 1) + \sqrt{n(n + 1)}}{2\sqrt{n(n + 1)}}$			
638	2,04	1,04	1,46	1,55	1,54			
576	4,08	3,13	2,21	3,61	3,60			
567	6,12	5,21	4,28	5,67	5,66			
566	8,16	7,29	7,64	7,73	7,72			
564	10,20	9,38	9,71	9,79	9,78			
549	12,24	11,46	11,78	11,86	11,84			
<mark>4</mark> 84	46,92	46,87	46,90	46,91	46,86			
482	48,96	48,95	48,96	48,97	48,92			
481	51,00	51,04	51,03	51,03	50,98			
470	53,04	53,12	53,10	53,09	53,04			
 368	89,76	90,62	90,29	90,21	90,12			
356	91,80	92,71	92,36	92,26	92,28			
351	93,84	94,79	94,42	94,33	94,24			
300	95,88	96,87	96,49	96,39	96,30			
283	97.98	98.96	98.55	98 45	98.36			

### Расчет эмпирической обеспеченности максимальных уровней весеннего половодья у поста К

Примечание. Обеспеченность Р дана в процентах.

(2)



емым значениям гидрологических характеристик. Такое несоответствие может возникнуть по многим причинам, однако основными являются: несоответствие типа теоретической кривой распределения натурным наблюдениям; приближенная оценка параметров теоретической кривой распределения, найденных по экспериментальным данным, и несоответствие выбранной формулы для расчета эмпирической обеспеченности. В табл. 1 приведены эмпирические обеспеченности максимальных уровней весеннего половодья у поста К (n = = 48), вычисленные по приведенным формулам.

Значимое различие в вычисленных обеспеченностях имеется только в верхней части таблицы. На рис. 1, а изображена кривая обеспеченности (верхняя) на клетчатке трехпараметрического гамма-распределения [3, 4]. Параметры кривой  $C_v = 0,16$ ,  $C_s = -0,35$ . На этом же рисунке помещена теоретическая прямая, соответствующая этим параметрам. Визуально весьма трудно отдать предпочтение какой-либо из эмпирических формул. Однако можно подтвердить известное положение, что в средней части кривой (ближе к медиане) почти все формулы дают одинаковые значения обеспеченности [2]. В этом положении рекомендуется искать соответствие между теоретической кривой обеспеченности и экспериментальными данными на клетчатке, используя любую из этих формул.

На этом же рисунке приведена кривая обеспеченности (нижняя) смоделированного ряда (объем 48 членов), полученного из теоретической кривой. По этому ряду методом моментов вычислены параметры  $C_V = 0,15$ ,  $C_S = 0,22$ . Используя часть точек вблизи 50 % обеспеченности, проведена прямая, которая визуально может быть принята за теоретическую. Она параллельна верхней прямой. Последние два члена ряда имеют несколько иную обеспеченность (97,3 % и 98,5 %) в отличие от фактической (96 % и 98 %), некоторые несовпадения вызваны тем, что параметры по смоделированной выборке отличаются от параметров генеральной совокупности. Это относится в основном к коэффициенту асимметрии.

На рис. 1, б для этого же пункта наложена соответствующая этим уровням кривая обеспеченности максимальных расходов (объем выборки 30 членов), а также показаны эмпирические обеспеченности натурных наблюдений, вычисленные формулами (1), (3), (4). Пунктирной линией показано, как должна была идти кривая обеспеченности, если строго придерживаться эмпирических точек. Полученное несоответствие приемлемо.

На рис. 1, в эти же данные наложены на клетчатку трехпараметрического гамма-распределения. Вычисленные параметры имеют значения C<sub>v</sub> = 0,27, C<sub>s</sub> = 0,18. И в этом случае эмпирическая обеспеченность остается в средней части по всем формулам практически одинаковой. На рисунке проведена также теоретическая прямая. Визуальная оценка совпадения между теоретической кривой и натурными данными осуществляется легче по рис. 1, В, чем по рис. 1, б. В нижней части кривой последняя точка дает теоретическую обеспе-

$$=\frac{m-0.5}{n}; 3-P=\frac{2m-(n+1)+\sqrt{n(n+1)}}{2\sqrt{n(n+1)}}$$

Р и с. 1. Кривые обеспеченности максимальных уровней пункта К (а); максимальных расходов пункта К (б); максимальных расходов пункта К на клетчатке (в) и кривая обеспеченности продолжительности стояния сплавных уровней (г) : 1 – Р =  $\frac{1}{n+1}$ ; 2 – Р =

ченность 97,6 %, что точно совпадает с формулой (4), а в верхней части кривой — с формулой (3). В какой-то степени полученные результаты графического построения на рис. 1, а, в подтверждают правильность выбора трехпараметрического гамма-распределения для построения кривых обеспеченности максимальных уровней и расходов. Как максимальные уровни, так и максимальные расходы относятся к фазовооднородным величинам, к которым применение теоретических кривых распределения вероятности не вызывает сомнений и выбор формулы расчета эмпирической обеспеченности в этом случае должен исходить из принципа наиболее удобного и простого вычисления по ней. Этому отвечает формула (1).

Для статистического анализа некоторых гидрологических и водохозяйственных характеристик также применяют теоретические кривые распределения вероятностей.

Кривая обеспеченности максимальных уровней осеннего паводка для пункта С построена по эмпирической формуле (1). Вычислены параметры кривой методом моментов  $C_v = 0.52$ ,  $C_s = 0.53$ , по ним подобрана клетчатка, на которую наложены эмпирическая и теоретическая кривые, которые не совпали между собой. В связи с этим эмпирическая кривая наложена на другую клетчатку. Между этими кривыми в их средней части расхождений не имеется. Новая теоретическая кривая имеет параметры  $C_v = 0.50$ ,  $C_s = 0.75$ .

Таким образом, можно наметить метод использования формулы (1) совместно с клетчаткой для трехпараметрического гамма-распределения, позволяющий найти лучшие соответствия между теоретической кривой обеспеченности и натурными наблюдениями. Он заключается в том, что по найденным параметрам кривой обеспеченности наблюдаемых значений подбирается соответствующая клетчатка [4], на которую накладываются точки, вычисленные по эмпирической формуле (1). На эту клетчатку наносится теоретическая прямая, соответствующая этим параметрам. По изложенной методике проводится вторая прямая, проходящая через эмпирические точки. Эти прямые должны совпадать, если между теоретической кривой и натурными данными имеется соответствие. При неудовлетворительном соответствии необходимо подобрать другую клетчатку.

Таблица 2

Тдн	P, %	Тдн	P, %	т <sub>дн</sub>	P, %
52	2,04	25,2	44,88	20,7	67,32
38	4,10	25	46,92	20	69,36
				19	71,40
37	6,12	24,9	48,96	18,7	73,44
36,7	8,16				
36,3	10,20	26	34,68	11	89,76
33	12,24	25,9	36,72	10	91,80
31	14,28	25,8	38,76	8	93,84
30,7	16,32	25,6	40,80	7	95,88
				5	97.96

#### Расчет эмпирической обеспеченности продолжительности стояния сплавного уровня

78

Приведем решение еще одной задачи. Построим кривую обеспеченности продолжительности стояния сплавного уровня, используя предложенную методику. В табл. 2 помещены данные продолжительности стояния сплавного уровня в равновесенний период по годам и соответствующие им данные обеспеченности, вычисленные по формуле (1).

Коэффициенты асимметрии и вариации, вычисленные методом моментов, равны: С<sub>V</sub> = 0,37, С<sub>S</sub> = 0,35. По этим параметрам методом проб подобрана клетчатка, изображенная на рис. 1, г. В соответствии с изложенной методикой проведена прямая, по которой выбирается расчетная продолжительность.

В заключение отметим, что наиболее сложна для расчетов формула (4) [5]. Ее можно представить несколько в ином виде

$$P = \frac{m}{\sqrt{n(n+1)}} - \frac{n+1}{2\sqrt{n(n+1)}} + 0.5.$$
 (5)

При большом значении n, когда 1 ≪n, можно единицу исключить в знаменателе и числителе второго члена формулы (5). Тогда она примет вид

$$P = \frac{m}{\sqrt{n(n+1)}}.$$
 (6)

Формула (6) дает те же результаты, что и выражение (2). При п ≥ 1 она, как и формула (1), дает известную классическую формулу  $\frac{m}{n}$ , где п не объем выборки, а объем генеральной совокупности, который в гидрологической практике обычно не известен.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. В и с с м е н У мл., Х а р б а ф Т.И., К н е п п Д.У. Введение в гидрологию. – Л.: Гидрометеоиздат, 1979. – 470 с. 2. К р и ц к и й С.М., М е н к е л ь М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком. – М.: Наука, 1981.–248с. 3.К р а с н и к М.Г., Л и в ш и ц И.М. К вопросу о построении кривых обеспеченности фазовооднородных уровней воды. – Сб. научных трудов института мелиорации и водного хозяйства АН БССР. Минск, 1953, с. 73–92. 4. Альбом клетчаток для трехпараметрического гаммараспределения. – Минск: БТИ, 1973. – 46 с. 5. М а м а т к а н о в Д.М. Корректные ме тоды оценки некоторых характеристик гидрологических рядов ограниченной длительности: Специфические аспекты гидрологических расчетов для водохозяйственного проектирования. – Гидрометеоиздат Юнеско Пресс, 1981, с. 354–361.

## УДК 630<sup>\*</sup>0.386

#### Е.С.САНКОВИЧ (БТИ)

## ИССЛЕДОВАНИЕ ДВИЖЕНИЯ ВОЛНЫ ПОПУСКА ПРИ МГНОВЕННОМ ОТКРЫТИИ ПЛОТИН ЗАПАННОГО ТИПА

При создании попусков из низконапорных плотин было установлено, что при современной конструкции затворов время открытия их составляет 20— 30 мин [1], вследствие чего гидрограф попуска постоянного расхода приоб-