

## 6 ПРОГНОЗ МАКСИМАЛЬНЫХ РАСХОДОВ ВОДЫ В РЕКЕ

6.1 Расчет максимальных расходов при наличии данных гидрометрических наблюдений

6.2 Расчет стока поверхностных вод при недостаточности гидрометрических наблюдений

6.3 Расчет стока при отсутствии гидрометрических наблюдений

### 6.1 Расчет максимальных расходов при наличии данных гидрометрических наблюдений

Ежегодные колебания уровней и расходов и воды в реке представляют собой случайные величины, следовательно, при обработке данных измерений используются методы теории вероятностей и математической статистики. При этом надо помнить, что статистический подход применим только к незарегулированным рекам. Устройство ГЭС на реках сильно меняет условия стока, поскольку деятельность человека на реке не является случайной, а направлена на планомерное её использование. Следовательно, расходы воды в реке в случае её регулирования не могут считаться случайными.

Пусть имеется многолетний ряд наблюдений за максимальными расходами воды в реке  $Q_1, Q_2, \dots, Q_n$ , где  $n$  – количество лет наблюдений. Вычислим *среднее значение* ряда:

$$\bar{Q} = \frac{\sum_{j=1}^n Q_j}{n}. \quad (6.1)$$

Также вычислим *среднеквадратическое отклонение* от среднего

$$\hat{Q} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (Q_j - \bar{Q})^2}{n-1}}. \quad (6.2)$$

В этом выражении, казалось бы, очевидное значение знаменателя  $n$  заменено на  $n-1$ . Последнее в соответствии с теорией вероятностей сделано, чтобы учесть случай  $n=1$  (ряд состоит из одного члена), когда среднее отклонение должно быть неопределённым  $\left(\hat{Q} = \sqrt{\frac{0}{0}}\right)$ . При равенстве всех членов ряда среднеквадратическое отклонение равно нулю. Чем больше число отклонений, чем выше их амплитуда, тем больше становится среднеквадратическое отклонение.

Сделаем ряд безразмерным, разделив каждый член ряда  $Q_j$  на вычисленное среднее,

$$K_j = \frac{Q_j}{\bar{Q}}, \quad j=1, 2, \dots, n. \quad (6.3)$$

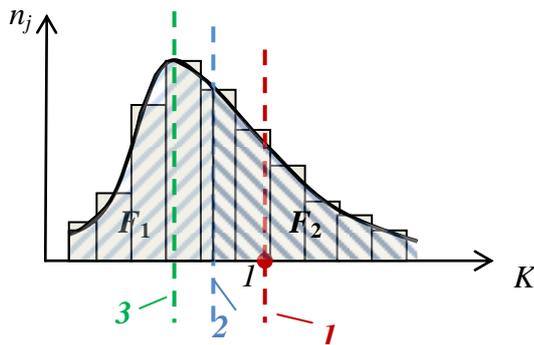
Величины  $K_j$  называются *модульными коэффициентами* расхода. Заметим, что  $\bar{K} = 1$ .

В этом ряду есть самое большое значение –  $K_{max}$  и самое маленькое –  $K_{min}$ . Разделим диапазон этих значений на  $N$  интервалов с произвольным шагом

$$\Delta K = \frac{K_{max} - K_{min}}{N}. \quad (6.4)$$

Наиболее высокие расходы в диапазоне  $K_{max} - \Delta K$  повторялись за  $n$  лет  $n_1$  раз; расходы в диапазоне  $K_{max} - 2\Delta K$  появлялись за тот же период  $n_2$  раз и т.д. Если теперь построить график, отложив по одной оси модульные коэффициенты, а по другой – частоту их повторения, то получим

гистограмму. Её огибающая называется *кривой плотности распределения* (кривая плотности вероятности) расходов.



Для кривой выделяют три характерные линии: 1 – *центр распределения*, соответствующий среднеарифметическому значению ряда; 2 – *медиану*, которая делит площадь под графиком на две равновеликие части ( $F_1=F_2$ ); 3 – *моду кривой*, соответствующую наибольшей частоте расходов. Обычно кривые плотности распределения расхода имеют моду, смещённую в сторону низких значений расходов воды.

Варьирование расходов относительно их среднеарифметического значения оценивается *коэффициентом вариации* (или коэффициентом изменчивости), вычисляемого по формуле

$$C_v = \frac{\hat{Q}}{\bar{Q}} = \frac{1}{\bar{Q}} \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (Q_j - \bar{Q})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (K_j - 1)^2}{n-1}}. \quad (6.5)$$

Коэффициент вариации  $C_v$  годового стока той или иной реки характеризует степень изменчивости стока – чем больше  $C_v$ , тем больше изменчивость стока. Коэффициент  $C_v$  возрастает, как правило, от более влажных к менее влажным районам (для Европы – с севера на юг и с северо-запада на юго-восток). На юго-востоке  $C_v$  больше в 2-3 раза, чем в умеренном поясе. Можно отметить также, что равнинные реки со снеговым питанием имеют меньшее значение  $C_v$ , чем горные, питаемые в значительной степени дождевыми водами. Для рек Западная Двина и Днепр (в естественном состоянии)  $C_v = 0,23 - 0,28$ , а для реки Урал (впадающей в Каспийское море)  $C_v = 0,7$ . Например, для реки Невы, вытекающей из Ладожского озера,  $C_v = 0,15 - 0,10$ .

Асимметричность кривой распределения характеризуется *коэффициентом асимметрии*

$$C_s = \frac{\sum_{j=1}^n (K_j - 1)^3}{(n-1)C_v^2}. \quad (6.6)$$

Если  $C_s > 0$ , то кривая имеет положительную асимметрию. Это означает, что её центр распределения (линия 1) смещён относительно моды и медианы в сторону высоких значений расходов воды. Если  $C_s < 0$ , то кривая распределения имеет отрицательную асимметрию. Такой характер распределения обычно имеет место для рек с широкой поймой: увеличение расходов в области их высоких значений происходит в основном за счёт прироста площади живого сечения потока при относительно медленном подъеме уровня воды.

Для точного определения коэффициента асимметрии по формуле (6) требуется длительный период наблюдений. Даже редко встречающиеся в практике гидрологические ряды длиной в 50 лет и более приводят к ошибке в коэффициенте асимметрии в несколько десятков процентов. Подавляющее большинство рядов максимальных годовых расходов не превышает нескольких десятков лет, и применение формулы (6) для описания их асимметрии не даёт надёжного результата.

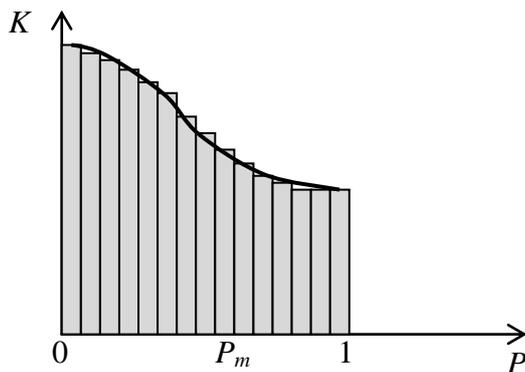
Многочисленные гидрологические исследования показывают о наличии прямо пропорциональной зависимости между коэффициентом асимметрии и коэффициентом вариации. Нормативами рекомендуется принимать: для расходов талых вод равнинных рек  $C_s = (2,0 \div 2,5)C_v$ ; для дождевых расходов воды равнинных рек и горных рек с муссонным климатом  $C_s = (3,0 \div 4,0)C_v$ ; для расхода воды горных рек  $C_s = 4C_v$ .

Расположим модульные коэффициенты расхода в убывающем порядке, т.е. создадим ранжированный ряд  $K_1 > K_2 > \dots > K_n$ , где  $K_1 = K_{max}$  и  $K_n = K_{min}$ . Построим диаграмму ранжированного ряда. По вертикали откладываются значения коэффициентов расхода  $K_m$ , а по горизонтали значения вероятностей, вычисляемые по формуле

$$P_m = \frac{m}{n+1}, \quad (6.7)$$

где  $m$  – порядковый номер члена ранжированного ряда.

Формула (7) отражает возможность включения в короткий ряд наблюдений расходов воды, частота превышения которых несколько меньше, чем 1 раз за период наблюдений.



Огибающая кривая является выпукло-вогнутой. С увеличением числа лет наблюдений диаграмма будет приближаться к этой кривой, которая называется *кривой распределения* (или *интегральной кривой вероятности*). Интегральная кривая, так же как и кривая плотности распределения является исчерпывающей характеристикой случайной величины.

Таким образом, целью статистической обработки ряда является построение интегральной кривой распределения.

Далее, необходимо подобрать аналитическую зависимость, которая бы аппроксимировала построенную интегральную кривую вероятности. Наиболее простая зависимость – это *биномиальная зависимость*, называемая также *кривой Пирсона III типа*. Её формула

$$K = 1 + C_v \cdot \Phi_s, \quad (6.8)$$

где  $\Phi_s = \Phi_s$  (ВП,  $C_s$ ) – функция Лапласа, зависящая от вероятности превышения (ВП) и коэффициента асимметрии  $C_s$ , принимаемая по специальным таблицам.

В соответствии со СП 33-101-2003 «Определение основных гидрологических характеристик» биномиальную кривую допускается определять лишь при надлежащем обосновании в случае, когда  $C_s > 2C_v$ . Во всех остальных случаях рекомендуется использовать трехпараметрическую зависимость (зависимость С.Н. Крицкого-М.Ф. Менкеля).

## 6.2 Расчет стока поверхностных вод при недостаточности гидрометрических наблюдений

Ряды максимальных годовых расходов часто удается удлинить, используя сведения о крупных наводнениях. Например, многолетний ряд наблюдений за Волгой у Ярославля можно удлинить с помощью сведений о высоких половодьях 1709 и 1864 г.г. Расход воды для этих наводнений устанавливается по зафиксированным уровням с помощью формулы Шези.

$$Q = \omega C \sqrt{Ri}, \quad (6.9)$$

где  $C, R, i$  – соответственно коэффициент Шези, гидравлический радиус и площадь живого сечения потока.

Удлинение предполагает, что в течение всего ряда лет наблюдений распределение максимальных расходов подчиняется той же закономерности, что и при постоянных наблюдениях последнего периода за  $n$  лет.

В ранжированном ряду  $i=1$  для наивысшего наводнения. Число, обратное ВП практически равно периоду удлинения ряда  $N$ , т.е. ряду лет, в течение которого согласно теории вероятностей это наводнение остается наивысшим. Вероятность превышения  $P = \frac{1}{N+1}$ .

Тогда формула для среднего значения расхода

$$\bar{Q} = \frac{1}{N} \left( Q_N + \frac{N-1}{n} \sum_{i=1}^n Q_i \right). \quad (6.10)$$

Здесь  $Q_N$  – максимальный наблюдаемый расход;  $N$  – длина удлиненного ряда,  $n$  – период наблюдений.

Расчетный максимальный расход

$$Q_p = K_p \cdot \bar{Q}.$$

При недостаточности гидрометрических характеристик их приводят к многолетнему периоду по данным рек-аналогов с более длительным периодом наблюдений. В случае недостаточности гидрологических наблюдений в районе проектируемого перехода восстанавливают длительный хронологический ряд максимальных расходов по данным многолетних наблюдений по смежным бассейнам.

При этом должно выполняться условие

$$n \geq 10,$$

где  $n$  – число совместных лет наблюдений на изучаемой реке и реке-аналоге.

Приведение расхода воды к многолетнему значению производят по следующей формуле

$$\bar{Q} = \bar{Q}_n + R \frac{\sigma_n}{\sigma_{na}} (\bar{Q}_a - \bar{Q}_{na}), \quad (6.11)$$

где

$\bar{Q}_n, \bar{Q}_{na}$  – среднеарифметические значения максимальных расходов за период совместных наблюдений для исследуемой реки и реки-аналога соответственно;

$\bar{Q}, \bar{Q}_a$  – средние многолетние значения расходов за  $N$  лет для исследуемой реки и реки-аналога соответственно;

$\sigma_n, \sigma_{na}$  – средние квадратические отклонения значения расходов за совместный период наблюдений соответственно для исследуемой реки и реки-аналога;

$R$  – множественный коэффициент корреляции между значениями стока в пунктах приведения на исследуемой реке и реке-аналоге.

### 6.3 Расчет стока при отсутствии гидрометрических наблюдений

Расчет максимальных расходов воды весеннего половодья при отсутствии данных наблюдений производят для бассейнов с площадями до 20 000 км<sup>2</sup> на европейской и до 50 000 км<sup>2</sup> на азиатских территориях России.

Расчетный максимальный расход воды весеннего половодья с заданной ВП определяют по формуле

$$Q_{p\%} = \frac{K_o h_{p\%} \mu}{(A + A_1)^{n_1}} \delta \delta_1 \delta_2 A \quad (6.12)$$

где

$K_o$  – коэффициент дружности половодья;

$h_{p\%}$  - расчетный слой суммарного стока ВП, %;

$\mu$  - коэффициент, учитывающий неравенство статистических параметров стока.;

$A$  - площадь бассейна до створа перехода;

$A_1$  - дополнительная площадь бассейна, учитывающая снижение редукации;

$\delta$  - коэффициент, учитывающий влияние водохранилищ, прудов и проточных озер;

$\delta_1, \delta_2$  - коэффициенты залесенности и заболоченности,

$n_1$  - показатель степени.

Расчет максимальных расходов дождевых паводков определяют по редукционной формуле

$$Q_{p\%} = q_{200} \left( \frac{200}{A} \right)^{n_1} \delta \delta_1 \delta_2 \lambda_{p\%} A, \quad (6.13)$$

где

$q_{200}$  - модуль максимального расхода воды ежегодной ВП, приведенный к площади бассейна, равной 200 км<sup>2</sup>;

$\delta_3$  - коэффициент, учитывающий изменение параметра  $q_{200}$  с изменением высоты бассейна;

$\lambda_{p\%}$  - коэффициент перехода расходов воды ежегодной ВП к расходам воды другой ВП.