

Н. П. Артемьева, И. М. Лившиц

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ КРИТЕРИЕВ ДЛЯ ИСКЛЮЧЕНИЯ РЕЗКО ВЫДЕЛЯЮЩИХСЯ ЧЛЕНОВ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ РЯДОВ

При статистическом анализе многолетних колебаний фазовооднородных величин стока иногда возникает вопрос о правомерности использования отдельных резко выделяющихся членов эмпирической выборки. М. В. Великанов [1] называет эти величины выскакивающими.

Выскакивающие величины в стоковых рядах возникают в силу следующих причин:

1) выскакивающие величины могут быть следствием грубых ошибок в измерениях. Так, значительный просчет в измерениях уровня (или записи) приводит к соответствующей ошибке при определении расхода по кривой $Q=f(H)$. Причину такой ошибки обычно можно обнаружить при анализе первичных материалов измерения. Иногда при анализе привлекаются и данные соседних пунктов с аналогичными гидрологическими условиями. При отсутствии дополнительной информации, позволяющей внести исправления, выскакивающие величины обычно стбрасываются;

2) значительное отклонение отдельных расходов от остальных членов вариационного ряда может явиться следствием их установления по экстраполированной части кривой расходов, не обоснованной надлежащим объемом измерений;

3) отсутствие однозначной зависимости между расходами и уровнями при неустановившемся движении может явиться не только источником систематических ошибок, но и значительных случайных ошибок. Это возможно при вычислении некоторых расходов для подъема или спада при многомодальном графике колебания уровней и сложном петлеобразном характере кривых зависимости расходов от уровней.

Отсутствием однозначной зависимости между расходами и уровнями при установившемся движении (переменный подпор, зарастаемость русла, ледовые явления, неустойчивость русла) также может быть источником больших случайных ошибок. Однако следует указать, что для некоторых членов выборки эти ошибки могут быть односторонними, а следовательно, и систематическими;

4) выскакивающими могут быть не только ошибочные, но и нерепрезентативные для данной выборки расходы. В состав коротких эмпирических выборок иногда могут войти расходы с малой вероятностью повторения (выдающиеся паводки, катастрофические минимумы) и в связи с этим резко выделяющиеся. По точности же измерений они могут и не отличаться от других членов эмпирической выборки. Нерепрезентативность подобных членов ряда должна учитываться при вычислении параметров кривых распределения;

5) нерепрезентативность отдельных расходов может явиться и следствием генетической несовместимости их со всеми остальными членами выборки. Их иногда называют «чужеродными» членами выборок [2] или «артефактами» [3].

Для того, чтобы решить вопрос об исключении выскакивающих расходов из вариационного ряда, необходимо прежде всего произвести критический анализ исходных данных и методики вычисления расходов. Большую роль играет и анализ выделяющихся характерных расходов за те же годы на других реках данного физико-географического района.

Так, анализ рядов летне-осенних минимумов за последние 30—35 лет показывает, что для исследуемого района наивысшие, резко выделяющиеся, расходы падают на 1933, 1958 и 1962 гг. (в большинстве на 1933 г.).

Наивысшие максимумы весеннего половодья соответствуют 1931, 1932 и 1958 гг. в зависимости от бассейнов рек (см. табл. 5).

Согласованность по отдельным физико-географическим районам в наступлении экстремных значений расходов свидетельствует о том, что они являются не результатом грубых ошибок измерения или вычисления, а следствием особых гидрометеорологических процессов. Эти условия способствовали появлению расходов малой вероятности (нерепрезентативных для данной выборки) или генетически несовместимых с остальными членами ряда.

Как будет видно из дальнейшего, причиной резкого выделения расходов, например летней межени 1933 г., является генетическая несовместимость их с минимумами фактической выборки.

Следует попутно отметить, что при расчете кривых обеспеченности максимальных расходов в случае, когда в состав выборки систематических гидрометрических наблюдений входит резко выделяющийся расход (с малой вероятностью появления), учет его производится в соответствии с формулами, приведенными в СНиП II-И, 7-65 [4]. При применении этих формул необходимо знать число лет наблюдений, при котором этот расход не был превышен (устанавливается по створу-аналогу). Это часто затруднительно, так как для аналогов с большим количеством наблюдений данный расход (экстремальный) также может быть резко выделяющимся. То же самое относится к выборкам минимумов, в состав которых входят резко выделяющиеся расходы. В общем выявить, хотя бы и приближенно, повторяемость резко выделяющегося члена ряда статистической выборки из фазовооднородных расходов не всегда удается.

Для установления правомерности использования выскакивающих членов ряда необходимо применить существующие статистические критерии для оценки и исключения резко выделяющихся величин эмпирических совокупностей. Выскакивающих величин в одной выборке может быть и несколько.

Следует отметить, что исключение из фазовооднородных коротких рядов расходов с малой вероятностью появления не означает полной потери их как источника информации. Кривые обеспеченности, построенные после операции исключения нерепрезентативных для данной выборки членов, дают возможность последующей оценки вероятности превышения этих резко выделявшихся расходов. Это является весьма важной информацией при гидротехническом проектировании.

В данной работе основное внимание уделяется вопросам оценки репрезентативности резко выделяющихся членов для выборок малого объема ($n \leq 30$).

Применяемые статистические критерии. Для анализа и исключения резко выделяющихся членов эмпирических выборок существуют различные статистические критерии. Некоторые из них базируются на соотношении эмпирических параметров нормального распределения (парамет-

рические критерии), другие — на соотношениях характерных величин ранжированных выборок. Эти критерии иногда называют «непараметрическими». Они основаны на закономерностях «порядковых статистик».

Сущность этих критериев заключается в сравнении определяемого эмпирического отношения, включающего резко выделяющийся член, с некоторым критическим при выбранном уровне значимости.

Т а б л и ц а 1

Параметрические критерии для исключения резко выделяющихся членов статистических выборок (по Диксону)

Номер формул	1	2	3	4	5
Испытуемые члены выборки	x_n или x_1	x_n, x_1	x_n, x_1	x_n, x_1	$x_n, x_{n-1}; x_1, x_2$
Критерий	$C = \frac{w}{s}$	$\tau_n = \frac{x_n - \bar{x}}{s},$ $\tau_1 = \frac{\bar{x} - x_1}{s}$	$\lambda_n = \frac{x_n - x_{n-1}}{s},$ $\lambda_1 = \frac{x_2 - x_1}{s}$	$D_n = \frac{s_n^2}{s^2},$ $D^2_{1,2} = \frac{s_{1,2}^2}{s^2}$	$D_{n, n-1} = \frac{s_{n, n-1}^2}{s^2},$ $D_{1,2} = \frac{s_{1,2}^2}{s^2}$
Значения параметров	$w = x_n - x_1,$ $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$		$s_1^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_1)^2,$ $s_n^2 = \sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x}_n)^2,$ $s^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2,$ $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n},$ $\bar{x}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1},$ $\bar{x}_n = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1}$	$s_{n, n-1}^2 = \sum_{i=1}^{n-2} (x_i - \bar{x}_{n, n-1})^2,$ $s_{1,2}^2 = \sum_{i=3}^n (x_i - \bar{x}_{1,2})^2,$ $\bar{x}_{n, n-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n-2} x_i}{n-2},$ $\bar{x}_{1,2} = \frac{\sum_{i=3}^n x_i}{n-2}$

Примечания. 1. Для всех критериев принято расположение исходных значений x в порядке возрастания их величины $x_1 < x_2 < x_3 < \dots < x_n$. 2. Критерии могут быть повторно использованы после исключения резко выделившегося члена ряда.

2. Критерии могут быть повторно использованы после исключения резко выделившегося члена ряда.

В табл. 1 приведен ряд параметрических критериев для непринятия резко выделяющегося члена эмпирической выборки.

Рассмотрим два наиболее простых критерия для установления принадлежности крайних вариантов к совокупности.

Наиболее распространенным в практике статистического анализа является параметрический критерий, статистики которого задаются следующими соотношениями (табл. 1):

$$\tau_n = \frac{x_n - \bar{x}}{s} = \frac{x_{\max} - \bar{x}}{s} = \frac{k_{\max} - 1}{C_v}, \quad (1)$$

$$\tau_1 = \frac{x_1 - \bar{x}}{s} = \frac{x_{\min} - \bar{x}}{s} = \frac{k_{\min} - 1}{C_v}, \quad (2)$$

где \bar{x} — среднее значение выборки; x_n, x_1 — наивысший и наименьший члены неубывающего ряда ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$); s — выборочное стандартное отклонение;

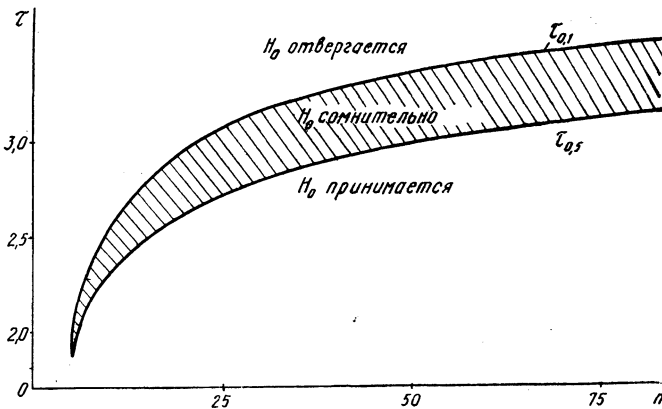


Рис. 1.

дартное отклонение; τ_n, τ_1 — эмпирические критерии для наивысшего и наименьшего членов выборки.

Формулы (1) и 2) взаимнообратны, так как основаны на нормальном распределении. Они могут применяться для распределений, не сильно уклоняющихся от нормальных.

Вычисленные значения τ_n и τ_1 сравниваются с критическими значениями τ_α при выбранных уровнях значимости α . Уровни значимости выбраны нами равными 5 и 1% (0,05 и 0,01).

Нулевая гипотеза, подлежащая проверке, заключается в предположении об отсутствии существенного различия между экстремальными и остальными членами ряда, т. е. предполагается, что все члены выборки принадлежат одной генеральной совокупности.

Гипотеза H_0 принимается, если τ_n (или τ_1) $< \tau_{0,05}$ и отвергается, если τ_n (или τ_1) $> \tau_{0,01}$. Возможность отвергнуть H_0 сомнительна при $\tau_{0,05} < \tau_n < \tau_{0,01}$. Следует отметить, что применение нулевой гипотезы к генетически однородным расходам малой вероятности (при коротких рядах) является условным.

Для нахождения $\tau_{0,05}$ и $\tau_{0,01}$ пользуются таблицами [5, 6] или графиком (рис. 1).

А. Хальд [7] рекомендует критерий Ирвина, где в числитель входит разность между экстремумами и смежными членами ряда, а в знаменатель — стандарт (табл. 1, формула (3)).

Статистики этого критерия задаются отношениями

$$\lambda_n = \frac{x_n - x_{n-1}}{s}, \quad (3)$$

$$\lambda_1 = \frac{x_2 - x_1}{s}. \quad (4)$$

Для нахождения $\lambda_{0,05}$ и $\lambda_{0,01}$ можно пользоваться таблицами, содержащимися в работе [7], или графиком (рис. 2).

Пример 1. На р. Уборть у п. Злодин имеются наблюдения по летне-осенним минимальным расходам за период 1930—1962 гг. (30 лет) [8] (исходная таблица не приводится).

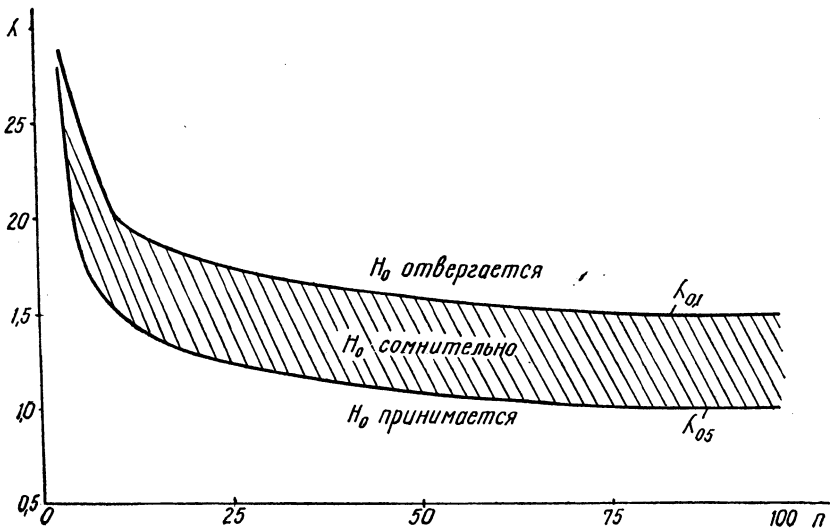


Рис. 2.

Резко выделяющимся из всей выборки в 30 лет оказался расход 1933 г.: $Q_n = 26,5 \text{ м}^3/\text{сек}$. Параметры выборки следующие: $\bar{Q} = 2,70 \text{ м}^3/\text{сек}$; $Q_1 = 0,46 \text{ м}^3/\text{сек}$; $s = 4,77 \text{ м}^3/\text{сек}$; $C_v = 1,77$.

Для наивысшего летне-осеннего минимума значения эмпирического критерия получаем по формуле (1):

$$\tau_n = \frac{Q_n - \bar{Q}}{S} = \frac{26,5 - 2,70}{4,77} = 4,99.$$

По графику $\tau_{0,05} = 2,96$ и $\tau_{0,01} = 3,29$. Так как $\tau_n > \tau_{0,01}$, то H_0 отвергается, т. е. расход 1933 г. из ряда летне-осенних минимумов должен быть исключен.

Если применить критерий для наинизшего члена ряда $Q_1 = 0,46 \text{ м}^3/\text{сек}$ (минимум 1927 г.), то получаем по формуле (2)

$$\tau_1 = \frac{\bar{Q} - Q_1}{S} = \frac{2,70 - 0,46}{4,77} = 0,47.$$

Так как $\tau_1 < \tau_{0,05}$, то H_0 не может быть отвергнута.

После исключения минимума 1933 г. получаем новые значения параметров: $\bar{Q}' = 1,84 \text{ м}^3/\text{сек}$; $s' = 1,58 \text{ м}^3/\text{сек}$; $C'_v = 0,86$.

Пример 2. На р. Свислочь у п. Теребуты имеются наблюдения по максимальным расходам весеннего половодья за период 1914—1953 гг. (30 лет) [8].

Резко выделяющимся из всей выборки оказался минимум 1931 г. ($Q_n = 913 \text{ м}^3/\text{сек}$; $\bar{Q} = 240 \text{ м}^3/\text{сек}$; $s = 168 \text{ м}^3/\text{сек}$; $C_v = 0,70$). Для наивысшего весеннего максимума значение эмпирического критерия

$$\tau_n = \frac{Q_n - \bar{Q}}{S} = \frac{913 - 240}{168} = 4,0.$$

По графику $\tau_{0,05} = 2,96$ и $\tau_{0,01} = 3,29$. Так как $\tau_n > \tau_{0,01}$, то H_0 отвергается, и максимум 1931 г. исключается из выборки.

Исследование, проведенное для наинизшего члена, показало принадлежность Q_1 к данной генеральной совокупности.

После исключения максимума 1931 г. из выборки получены новые параметры: $\bar{Q}' = 217 \text{ м}^3/\text{сек}$; $s' = 111 \text{ м}^3/\text{сек}$; $C'_v = 0,51$.

Аналогичные результаты для обоих примеров дал и критерий Ирвина.

Как указывалось, непараметрические критерии Диксона [2, 3, 5, 9] основаны на соотношении характерных величин ранжированного ряда. Для эмпирической выборки производится контроль экстремальных значений ее в зависимости от величин смежных членов ранжированного ряда и объема выборки.

Критерий для наибольшего члена эмпирической выборки определяется по формуле

$$r_{ij} = \frac{x_n - x_{n-i}}{x_n - x_{1+j}}. \quad (5)$$

Критерий для наименьшего члена эмпирической выборки определяется по формуле

$$r_{ij} = \frac{x_{1+i} - x_1}{x_{n-j} - x_1}. \quad (6)$$

Индексы i и j связаны с порядковым номером членов выборки, используемых в формулах (5) и (6). Числители выражают последовательные разности на концах ранжированных рядов; знаменатели — размах вариации. Все пояснения даны в табл. 2.

В табл. 3 даны критические значения $r_{0,05}$ и $r_{0,01}$ [2, 3, 9] для статистик Диксона, приведенных в табл. 2. Условия принятия H_0 те же, что и для предыдущих формул.

Пример 3. На р. Уборть у п. Злодин имеются наблюдения по летне-осенним минимальным расходам за 30 лет (см. пример 1). Период наблюдения 1927—1962 гг.

При $n = 30$ применяем критерий r_{22} . Значения расходов, входящих в формулу (5), следующие: $Q_n = 26,5 \text{ м}^3/\text{сек}$; $Q_{n-2} = 5,49 \text{ м}^3/\text{сек}$; $Q_3 = 0,58 \text{ м}^3/\text{сек}$:

$$r_{22} = \frac{Q_n - Q_{n-2}}{Q_n - Q_3} = \frac{26,5 - 5,49}{26,5 - 0,58} = 0,81.$$

Т а б л и ц а 2

Непараметрические критерии Диксона для малых выборок (по Колдуэну)

Контролируемые экстремумы	Сомнительные члены выборки	Критериальные формулы	Контролируемые экстремумы	Сомнительные члены выборки	Критериальные формулы
x_n x_1	Нет предположений	$r_{10} = \frac{x_n - x_{n-1}}{x_n - x_1}$ $r_{10} = \frac{x_2 - x_1}{x_n - x_1}$	x_n x_1	x_{n-1} x_2	$r_{20} = \frac{x_n - x_{n-2}}{x_n - x_1}$ $r_{20} = \frac{x_3 - x_1}{x_n - x_1}$
x_n x_1	x_1 x_n	$r_{11} = \frac{x_n - x_{n-1}}{x_n - x_2}$ $r_{11} = \frac{x_2 - x_1}{x_{n-1} - x_1}$	x_n x_1	x_1, x_{n-1} x_n, x_2	$r_{21} = \frac{x_n - x_{n-2}}{x_n - x_2}$ $r_{21} = \frac{x_3 - x_1}{x_{n-1} - x_1}$
x_n x_1	x_1, x_2 x_n, x_{n-1}	$r_{12} = \frac{x_n - x_{n-1}}{x_n - x_3}$ $r_{12} = \frac{x_2 - x_1}{x_{n-2} - x_1}$	x_n x_1	x_1, x_2 x_{n-1} x_2, x_n x_{n-1}	$r_{22} = \frac{x_n - x_{n-2}}{x_n - x_3}$ $r_{22} = \frac{x_3 - x_1}{x_{n-2} - x_1}$

Примечания. 1. Критерии Диксона могут применяться как для контроля экстремальных значений исходных выборок (объемом n), так и для частных средних, составленных по выборке (объемом k). 2. Использование соответствующей критериальной формулы r_{ij} зависит от объема выборки и от числа резко выделяющихся точек на одном конце ряда.

3. Критерии могут быть повторно использованы (после исключения резко выделяющейся варианты).

По табл. 3 находим $r_{0,05} = 0,376$ и $r_{0,01} = 0,457$. Так как $r_{22} > r_{0,01}$, то H_0 отвергается, и результаты примера 1 подтверждаются.

Пример 4. Для половодных маскимумов р. Свисlochь у п. Теребуты имеются наблюдения за 30 лет (см. пример 2).

Значения расходов, входящих в формулу (5), следующие: $Q_n = 913 \text{ м}^3/\text{сек}$; $Q_{n-2} = 450 \text{ м}^3/\text{сек}$; $Q_3 = 60,9 \text{ м}^3/\text{сек}$.

В соответствии с табл. 3 принимаем критерий r_{22}

$$r_{22} = \frac{Q_n - Q_{n-2}}{Q_n - Q_3} = \frac{913 - 450}{913 - 60,9} = 0,543.$$

Так как эмпирическое значение $r_{22} > r_{0,01}$, то H_0 отвергается, и расход $Q_n = 913 \text{ м}^3/\text{сек}$ подлежит исключению. Таким образом, и в данном примере параметрический и непараметрический критерии дают одинаковую оценку резко выделяющемуся члену выборки.

Исследование рядов характерных расходов. Анализ резко выделяющихся членов гидрологических выборок произведен в основном для пунктов, имеющих период наблюдений меньше 30 лет, так как этот вопрос является весьма актуальным для коротких рядов.

Исследование проведено для двух категорий характерных величин стока, а именно: летне-осенних минимумов и весенних максимумов. Эти

Таблица 3

Критические значения r_{ij}

n или k	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
$\alpha=0,05$	0,941	0,765	0,642	0,560	0,507	0,554	0,512	0,477	0,576	0,546	0,521	
$\alpha=0,01$	0,988	0,889	0,780	0,698	0,637	0,683	0,635	0,597	0,679	0,642	0,615	
Статистика	r_{10} применяется для n от 3 до 7						r_{11} применяется для n от 8 до 10			r_{21} применяется для n от 11 до 13		
	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
0,546	0,525	0,507	0,490	0,475	0,462	0,450	0,440	0,430	0,421	0,413	0,406	0,399
0,641	0,616	0,595	0,577	0,561	0,547	0,535	0,524	0,514	0,505	0,497	0,489	0,486
r_{22} применяется для n от 14 до 30												
27	28	29	30	4	5	6	7	8	9	10		
0,393	0,387	0,384	0,366	0,967	0,845	0,736	0,661	0,607	0,565	0,531		
0,475	0,469	0,463	0,457	0,992	0,929	0,836	0,778	0,710	0,667	0,632		
r_{22} применяется для n от 14 до 30				r_{20} применяется для n от 4 до 10								

Примечания. 1. Критические значения $r_{0,05}$ и $r_{0,01}$ используются при резко выделяющемся члене на любом конце ряда; могут быть повторно использованы для одних и тех же данных после исключения наибольшего или наименьшего экстремального значения; могут быть использованы при анализе рядов, состоящих из средних значений вариант 2. При наличии двух или более резко выделяющихся вариант вместо r_{10} ($n=3-7$) и r_{11} ($n=8-10$) применяется r_{20} .

категории стока являются наиболее важными для гидрологических расчетов при проектировании водохозяйственных мероприятий.

Из перечисленных случаев возможного отрыва варианты от совокупности нами рассматриваются только случаи нерепрезентативности ее (малая вероятность повторения или генетическая несовместимость с остальными членами выборки).

В соответствии со сказанным, выбор пунктов для анализа резко выделяющихся членов гидрологических рядов произведен, исходя из следующих соображений. Если явлению резкого отличия варианты от совокупности свойственна синхронность по определенному физико-географическому району, то это в первую очередь можно отнести за счет нерепрезентативности варианты, а не за счет ее ошибочности.

Как уже указывалось, резко выделяющимися за последние 30—35 лет оказались наивысшие летне-осенние минимумы 1933, 1958, 1962 гг. и наивысшие весенние максимумы 1931, 1932, 1958 гг. При этом для некоторых пунктов наивысшие минимумы и максимумы соответствуют тем же календарным годам и для рядов продолжительностью в 60—80 лет. Так, для р. Днепр у пунктов Смоленск и Орша, р. Березины у пунктов Березино и Бобруйск, р. Припять у пункта Мозырь минимум летне-осенней межени 1933 г. оказывается наивысшим за весь многолетний период наблюдений. Подобные же примеры можно привести для весенних максимумов 1931 и 1958 гг.

Анализ метеорологических условий за июнь—октябрь 1933 г. и гидрографов суточного стока за этот же период показал особые гидрометеорологические условия формирования летне-осенних минимумов этого года. Сумма осадков за июнь—октябрь 1933 г. в некоторых случаях оказалась в 1,5 раза выше нормы, а температура значительно ниже нормы. По сути дела, паводочный режим поддерживался весь летне-осенний период и на грунтовый сток накладывался поверхностный. Это и определило генетическую несовместимость летне-осенних минимумов 1933 г. с остальными членами выборок, что было отмечено Д. А. Данович [10] при анализе рядов минимального стока рек на территории Белоруссии.

Синхронность появления резко выделяющихся максимумов весеннего половодья на значительных территориях также свидетельствует о том, что основной причиной отрыва максимумов от остальных членов ряда является не погрешность их установления, а комплекс гидрометеорологических условий (выпадение снега на мерзлую почву, значительные запасы воды в снеге, устойчивость низких температур зимой, позднее и дружное наступление снеготаяния).

Комбинации ряда факторов могут быть причиной появления максимумов малой вероятности, являющихся нерепрезентативными для коротких рядов наблюдений.

Статистический анализ резко выделяющихся максимумов нами также произведен для рядов численностью $n \leq 30$.

В табл. 4 приведены результаты анализа летне-осенних минимумов для 27 пунктов бассейна Днепра, Зап. Двины и Немана. Для преобладающего большинства пунктов наивысший минимум соответствует 1933 г.

В табл. 5 приведены результаты анализа резко выделяющихся весенних максимумов для 23 пунктов. Здесь больше половины наивысших членов соответствует 1931 г.

Нами приняты два наиболее простых критерия контроля резко выделяющихся членов, а именно: Диксона и Ирвина. Первый применим только для выборок объемом не более 30 членов, а второй — для выборок любого объема.

Структура обеих критериальных формул близка. Числители их аналогичны, а в знаменателе второй формулы вместо размаха варьирующей величины принято выборочное стандартное отклонение.

Из табл. 4 видно, что при заданных уровнях значимости (0,05 и 0,01) наивысший летне-осенний минимум в ряде случаев подлежит исключению, а для некоторых рядов правомерность оставления (или исключения) является сомнительной. Следует отметить, что согласно критерию λ_n , для пунктов Днепр—Орша, Сож—Гомель, Уж—Полесское летне-осенний минимум 1933 г. подлежит исключению и из ряда полного цикла наблюдений ($n > 30$).

В табл. 5 оказалось меньшее число пунктов, для которых наивысшие максимумы подлежат исключению или попали в число сомнительных.

Как уже говорилось, подобные исключения резко выделяющихся расходов не означают полную потерю их как источников информации для гидротехнического проектирования. Вероятность превышения исключенного «выдающегося» члена может быть определена по скорректированной кривой обеспеченности при условии генетической однородности его с остальными членами ряда. Однородность должна быть установлена на основе анализа формирования исключенного расхода.

Следует отметить, что повторного анализа выборок после исключе-

Таблица 4

Проверка резко выделяющихся летне-осенних минимумов

Река—пункт	Период наблюдений	Число лет, n	Q_n		Q_{n-1}	Q_{n-2}	Q_s	\bar{Q}	s	C_v	Критерии					
			$m^2/сек$	год							$m^3/сек$		эмпирические		по уровням значимости	
											r_α	λ_α	r_α	λ_α		
Припять—Туров	1931—1962	28	237	1933	171	170	55,8	87,8	45,0	0,51	0,39	1,47	≠	≠		
Припять—Мозырь	1930—1962	30	421	1933	209	209	63,9	120	74,6	0,62	0,595	2,84	—	—		
	1881—1962	78	421	1933	—	—	—	137	70,2	0,51	—	0,142	—	+		
Случь—Новодворцы	1928—1962	30	1,50	»	1,14	0,79	0,08	0,31	0,32	1,03	0,50	1,12	—	+		
Птичь—Кринка	1927—1962	30	6,50	»	4,61	4,59	1,32	2,66	1,16	0,44	0,387	1,631	≠	≠		
Оресса—Верхутино	1926—1962	30	1,27	1962	0,91	0,79	0,23	0,47	0,236	0,50	0,463	2,53	—	—		
Оресса—Андреевка	1929—1962	30	12,4	1958	10,2	9,79	2,75	4,59	2,38	0,52	0,273	0,923	+	+		
Словечка—Кузьмичи	1929—1962	30	1,41	1933	1,00	0,71	0,10	0,307	0,307	1,02	0,535	1,34	—	+		
Уж—Полесское	1931—1962	30	9,81	»	4,03	3,49	0,41	1,81	1,71	0,95	0,680	3,38	—	—		
	1916—1962	45	9,81	»	—	—	—	2,02	1,62	0,80	—	3,20	—	—		
Днепр—Орша	1929—1962	30	85,8	»	63,7	61,7	22,7	32,9	14,8	0,45	0,380	1,50	≠	≠		
	1881—1962	77	85,8	»	—	—	—	29,8	11,1	0,37	—	1,98	—	—		
Ухлясть—Радьков	1930—1962	29	0,74	»	0,64	0,63	0,19	0,34	0,15	0,45	0,200	0,670	+	+		
Березина—Бобруйск	1929—1962	29	95,4	»	89,6	72,0	34,5	50,0	15,7	0,31	0,376	0,370	+	+		
	1881—1962	74	95,4	»	—	—	—	53,9	13,3	0,25	—	0,436	+	+		
Бобр—Клыпенка	1929—1962	28	9,57	»	9,27	8,45	4,00	6,27	1,38	0,22	0,201	0,220	+	+		
Свислочь—Теребуты	1914—1962	30	14,1	»	11,2	10,7	6,31	8,64	1,90	0,22	0,436	1,53	≠	≠		
Сож—Гомель	1930—1962	30	243	»	133	117	41,3	68,6	40,2	0,59	0,625	2,74	—	—		
	1900—1962	59	243	»	—	—	—	64,5	32,5	0,50	—	3,38	—	—		
Уза—Прибор	1932—1962	29	0,80	1958	0,64	0,55	0,16	0,32	0,156	0,49	0,39	1,026	≠	—		
Уть—Прибытки	1932—1962	26	0,42	1933	0,36	0,28	0,07	0,14	0,090	0,64	0,40	0,667	≠	—		
Неман—Столбцы	1925—1962	30	12,2	»	10,0	9,34	4,20	6,26	1,95	0,31	6,358	1,13	—	—		
Вилия—Залесье	1925—1962	29	33,2	1962	30,5	27,0	14,8	19,9	4,94	0,25	0,338	1,08	—	—		
Зап. Двина—Витебск	1929—1962	30	114	1950	11,0	109	26,9	53,0	27,5	0,52	0,057	0,145	—	—		
	1877—1962	82	130	1902	—	—	—	53	24,0	0,45	—	0,67	—	—		
Лучеса—Лускинополь	1932—1962	26	9,99	1962	7,13	4,94	2,12	3,51	1,79	0,51	0,642	1,60	—	≠		

Примечание (к табл. 4, 5). Для случая непринятия резко выделяющегося члена выборки принят знак «минус» (—) — отвергается; для случая принятия — знак «плюс» (+) — принимается; для сомнительного — знак «минус, плюс» (≠) — сомнительно.

Таблица 5

Проверка резко выделяющихся весенних максимумов

Река—пункт	Период наблюдений	Число лет, n	Q_n		Q_{n-1}	Q_{n-2}	Q_n	\bar{Q}	s	C_v	Критерии			
			$m^3/сек$	год							$m^3/сек$			
											эмпирические		по уровням значимости	
r_β	λ_β	r_α	λ_α											
Припять—Туров	1931—1962	29	3380	1932	2720	2580	423	1170	739	0,63	0,271	0,90	+	+
Припять—Мозырь	1932—1962	30	4520	1940	4220	4010	510	1652	1129	0,68	0,127	0,27	+	+
Стырь—Луцк	1930—1962	30	876	1932	455	455	59,6	170,4	170,9	1,00	0,562	2,463	—	—
Горынь—Горынь	1929—1962	30	2910	»	1890	1780	202	773	628	0,81	0,417	1,62	±	±
Случь—Новодворцы	1928—1962	30	178	1931	148	125	15,8	59,8	40,4	0,68	0,327	0,742	+	+
Уборть—Злодин	1930—1962	30	659	1932	514	425	24,2	216	165	0,76	0,367	0,877	+	+
Гребенки—Бирчуки	1928—1962	30	21,4	1958	18,9	15,8	0,97	6,18	5,38	0,87	0,274	0,465	+	+
Оресса—Андреевка	1930—1962	30	301	1931	264	239	22,9	93,6	75,4	0,81	0,223	0,491	+	+
Чертедь—Некрашевка	1931—1962	30	87,7	1934	62,3	52,6	4,10	29,4	20,7	0,70	0,420	1,23	±	±
Уж—Полесское	1930—1962	30	793	1962	751	684	36,9	303	227	0,75	0,144	0,185	+	+
Днепр—Орша	1930—1962	30	2000	1931	1750	1610	498	933	396	0,42	0,150	0,63	+	+
Ухлясть—Радьков	1930—1962	29	96,4	»	60,1	53,7	6,03	25,4	21,1	0,83	0,473	1,72	—	—
Березина—Бобруйск	1929—1962	30	2430	»	2400	2030	236	818	607	0,74	0,180	0,049	+	+
Бобр—Клыпенка	1929—1962	27	543	»	517	370	46,3	182	137	0,75	0,348	0,190	+	+
Сож—Гомель	1931—1960	30	6600	»	4740	4450	550	2231	1431	0,64	0,355	1,80	+	+
Беседь—Светиловичи	1931—1962	30	1330	»	1010	952	148	497	294	0,59	0,320	1,09	+	+
Неман—Гродно	1932—1962	30	3410	»	1690	1490	448	1003	597	0,60	0,648	2,880	—	—
Котра—Котра	1946—1962	17	278	»	142	139	26,8	79,2	63,4	0,80	0,553	2,15	—	—
Зап. Двина—Витебск	1930—1962	30	3320	1931	2710	2700	750	1707	683	0,40	0,238	0,850	+	+
Полота—Янково	1928—1930	30	73,7	»	65	50,8	13,7	29	16,3	0,58	0,381	0,534	+	+

ния наивысшего члена Q_n не проводилось. Произведенный анализ наименьших членов выборок летне-осенних минимумов и весенних максимумов при принятых уровнях значимости (для критериальных формул) показал во всех случаях их репрезентативность.

Выводы

1. Многообразие факторов в процессе вариации характерных расходов естественных водотоков является причиной резкого выделения некоторых вариантов в коротких эмпирических выборках.

2. Отрыв варианты от остальных членов выборки может явиться следствием малой вероятности ее появления или генетической несовместимости с данной выборкой.

3. Синхронность появления резко выделяющихся летне-осенних минимумов и весенних максимумов на значительных территориях исследуемого района показывает, что причиной отрыва является не грубая ошибка в наблюдениях, а геофизические факторы. Конкретные причины этого явления могут быть установлены только путем физического анализа процессов, формирования резко выделяющихся расходов.

4. На основе критериев для непринятия резко выделяющихся наблюдений произведен анализ наивысших значений летне-осенних минимумов и весенних максимумов некоторых рек бассейнов Днепра, Немана и Зап. Двины. Исследование следует производить и для других расчетных характеристик стока и на более обширном материале. Кроме того, должны быть выявлены наиболее рациональные критерии для резко выделяющихся членов выборки, распределение которых является асимметричным.

Литература

1. М. А. Великанов. Ошибки измерения и эмпирические зависимости. Л., 1962.
2. Д. Коуден. Статистические методы контроля качества. Пер. с англ. М., 1961.
3. W. I. Dixon. Analysis of Extreme Values. The annals of mathematical statistics v. 21, № 3, 1950.
4. Строительные нормы и правила. Ч. II, разд. II, гл. 7. М., 1966.
5. Л. Н. Большев, Н. В. Смирнов. Таблицы математической статистики. М., 1965.
6. В. Ю. Урбах. Биометрические методы. М., 1964.
7. А. Хальд. Математическая статистика с техническими приложениями. М., 1956. Пер. с англ.
8. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т. 5, ч. II. Белоруссия и Верхнее Поднепровье. Л., 1966.
9. W. I. Dixon, F. I. Massey. Introduction to statistical analysis. N. Y. Graw. still, 1957.
10. Д. А. Данович. Анализ минимального стока и обуславливающих его факторов на примере рек БССР. Тр. ГГИ, вып. 27 (81), 1950.