УДК 556 DOI: 10.21782/GIPR0206-1619-2020-3(155-161)

В.А. ШЕЛУТКО*, Е.С. УРУСОВА*, Е.С. АНДРЕЕВА**

*Российский государственный гидрометеорологический университет,
192007, Санкт-Петербург, ул. Воронежская, 79, Россия, shelutko@rshu.ru, urusova@rshu.ru
**Донской государственный технический университет,
344000, Ростов-на-Дону, пл. Гагарина, 1, Россия, espmeteo@yandex.ru

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА МОНТЕ-КАРЛО ДЛЯ ОЦЕНКИ ПОГРЕШНОСТЕЙ РАСЧЕТОВ ХАРАКТЕРИСТИК РЕЧНОГО СТОКА

Рассматриваются вопросы применения метода Монте-Карло для оценки погрешностей расчетов числовых характеристик стока по имеющимся рядам наблюдений. Показано, что принятый алгоритм использования метода Монте-Карло, послуживший основой официальных рекомендаций по расчету числовых характеристик стока, дает значительное преувеличение отрицательного смещения числовых характеристик рассеивания. Выявлено, что реализация указанного выше алгоритма не учитывает ряд вопросов, на которые авторы предлагают обратить особое внимание. Среди них использование для моделирования методом статистических испытаний выборок различной продолжительности таблицы ординат биномиальной кривой обеспеченности, которые зачастую неприменимы при большом количестве испытаний из-за экстраполяции за пределы данных, приведенных в таблицах. Также в некоторых случаях по кривым обеспеченности Пирсона III типа, построенным по временным рядам годового стока, при моделировании получаются отрицательные значения, что противоречит физической сущности речного стока. Еще один вопрос связан с применением метода нормализации и линеаризации связей Г.А. Алексеева без учета сглаживающего эффекта этого метода, в результате чего увеличивается отрицательное смещение характеристик рассеивания. Четвертый вопрос обусловлен отсутствием исследований по учету разброса эмпирических точек относительно теоретических кривых и влиянием указанного выше эффекта на конечный результат моделирования. В связи с этим делается вывод о необходимости существенного уточнения изложенных положений, а также выработки соответствующих рекомендаций.

Ключевые слова: *ряд наблюдений, кривые обеспеченности, линеаризация и нормализация связей, речной сток, характеристики рассеивания.*

V.A. SHELUTKO*, E.S. URUSOVA*, E.S. ANDREEVA**

*Russian State Hydrometeorological University,
192007, St. Petersburg, ul. Voronezhskaya, 79, Russia, shelutko@rshu.ru, urusova@rshu.ru
**Don State Technical University, 344000, Rostov-on-Don, pl. Gagarina, 1, Russia, espmeteo@yandex.ru

USING THE MONTE CARLO METHOD TO ESTIMATE ERRORS IN CALCULATIONS OF RIVER FLOW CHARACTERISTICS

We examine some issues related to the application of the Monte Carlo method for estimating of errors in calculations of numerical characteristics of the river flow from available series of observations. As a result, it is shown that the adopted Monte Carlo algorithm, which served as the basis of official recommendations for calculating the numerical characteristics of the flow, leads to a significant exaggeration of the negative bias of the numerical characteristics of the dispersion. It is found that the implementation of the above algorithm does not take into account a number of questions, and these authors suggest that special attention should be given to them. Among them are the following four: the first question is related to the fact that the tables of ordinates of the binomial probability curve are used for statistical testing of samples of different durations, which are often not applicable for a large number of tests due to extrapolation beyond the data given in the tables. The second question implies that, in some cases, the Pearson type III probability distribution curves, constructed for time series of the annual flow, negative values are obtained from modeling, which contradicts the physical essence of the river flow. The third question is related to the application of the method of normalization and linearization of G.A. Alekseev's connections without taking into account the smoothing effect of this method, which leads to an increase in the negative shift of the scattering characteristics. The fourth question is due to the lack of research on the issue of accounting for the spread of empirical points relative to theoretical curves, and the influence of the above effect on the final result of modeling. In this context, it is concluded that there is a need for substantial clarification of these points set out in the four questions as well as for the development of appropriate recommendations.

Keywords: *series of observations, probability curves, linearization and normalization of relations, river flow, characteristics of the dispersion.*

ВВЕДЕНИЕ

Параметры гидротехнических сооружений во многом определяются значениями числовых характеристик речного стока. Поэтому в инженерных гидрологических расчетах всегда большое внимание уделялось определению точности расчетов числовых характеристик стока по имеющимся рядам наблюдений. С этой целью в работах Г.А. Алексеева [1], Е.Г. Блохинова [2], С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля [3], А.Ш. Резниковского [4], В.А. Румянцева и В.С. Сулимова [5], А.В. Христофорова [6] и других авторов был предложен ряд формул оценки случайных погрешностей и смещенности (систематических погрешностей) выборочных значений числовых характеристик. Наряду с теоретическими работами с конца 1960-х гг. широкое распространение для оценки погрешностей выборочных оценок получил метод Монте-Карло [7]. Именно на его основе были разработаны рекомендации по оценке случайных погрешностей и смещенности оценок числовых характеристик [8–10], получившие широкое признание и достаточно полное отражение в официальных документах по расчету числовых характеристик стока [11, 12].

Обычно в практике моделирования рядов стока методом Монте-Карло по схеме случайной величины используется прием, основанный на определении последовательности значений случайной величины, равномерно распределенных в интервале [0–1], последующем переходе к последовательности обеспеченностей и определении значений моделируемого ряда по таблично заданному закону распределения. Для этого в оперативную память ЭВМ вводится, например, таблица нормированных ординат кривых обеспеченности Пирсона III типа $t_i = f\left(P_i, C_S\right)$:

$$t_i = (x_i - m_x)/\sigma_x, \tag{1}$$

где m_x и σ_x — заданные значения математического ожидания и среднего квадратического отклонения. Полученный ряд случайных значений x_1, x_2, x_3, ... тем точнее подчиняется заданному закону распределения, чем больше длина ряда.

При моделировании ряда по схеме простой цепи Маркова [13, 14] в гидрологических исследованиях чаще всего используется возможное разложение членов ряда X на две составляющие:

$$x_{i+1} = \bar{x}_{i+1}\left(x_i\right) + \beta_i, \tag{2}$$

где $\bar{x}_{i+1}\left(x_i\right)$ — детерминированная составляющая, определяемая по линейному уравнению регрессии $x_{i+1} = f(x_i)$; β_i — случайная составляющая.

Таким образом, имея некоторый ограниченный объем экспериментальных данных n, при заданном известном или предполагаемом законе распределения можно получить практически неограниченную искусственную выборку объемом N ($N >> n$), или множество выборок общим объемом N, содержащих значительно бо́льшую информацию о возможных вариантах чередования значений случайной величины, или простой цепи Маркова, отвечающей данной функции распределения.

Собственно, именно эти алгоритмы использовались для моделирования множества выборок при заданных параметрах распределения, по которым затем выявлялись определенные числовые характеристики и их возможные случайные и систематические погрешности, приведенные в официальных документах [11, 12].

ЦЕЛЬ И ОБСУЖДАЕМЫЕ В ИССЛЕДОВАНИИ ВОПРОСЫ

При реализации названных алгоритмов возник ряд вопросов, на которые в свое время не обратили внимания. Между тем от их решения в определенной степени зависит обоснованность результатов исследования, полученных на основании применения метода Монте-Карло.

Первый вопрос связан с тем, что для моделирования методом статистических испытаний выборок различной продолжительности использовались, например, таблицы ординат биномиальной кривой обеспеченности Пирсона III типа. При этом значения ординат в таблицах задавались для обеспеченностей в пределах от 0,1 до 99,9 %. Отсюда при большом количестве испытаний возникла проблема экстраполяции за пределы данных, приведенных в таблицах.

Второй вопрос заключается в том, что в некоторых случаях по кривым обеспеченности Пирсона III типа, построенным по временным рядам годового стока, при моделировании получаются отрицательные значения, что противоречит физической сущности речного стока [13]. Появляются отрицательные значения и при розыгрыше рядов годового стока методом статистических испытаний на основе закона распределения Пирсона III типа [7]. Причина появления отрицательных значений, по нашему мнению, изучена недостаточно.

Еще одна проблема заключается в том, что для того, чтобы исключить появление отрицательных значений, авторы официальных документов [11, 12] использовали при моделировании рядов стока метод нормализации и линеаризации связей Г.А. Алексеева [1]. При этом не учитывался сглаживающий эффект данного метода [9], что могло привести к увеличению отрицательного смещения характеристик рассеивания. Влияние применения этого метода на конечные результаты моделирования не исследовалось.

Суть четвертого вопроса состоит в том, что моделирование исходных рядов методом Монте-Карло производилось по теоретическим кривым обеспеченности. При этом каких-либо исследований по вопросу учета разброса эмпирических точек относительно теоретических кривых на конечный результат моделирования не проводилось.

Рассмотрим первый из поставленных вопросов. Еще в 1980-е гг. было отмечено [6, 15, 16], что сложности при использовании таблиц ординат случайной величины $t_i = f\left(P_i, C_S\right)$ в целях моделирования методом Монте-Карло возникают в том случае, когда полученные значения обеспеченностей выходят за интервал заданных в таблице значений. При этом встает задача экстраполяции возможных значений моделируемого ряда за пределы $P < 0{,}01$.

Для решения данной задачи при разработке нормативов оценок числовых характеристик [7] использовалось преобразование действительного интервала возможных значений обеспеченности P' (0—100 %) в табличный интервал P от 0,01 до 99,9 % с помощью линейного равенства

$$P = \left[(d-c)/(b-a)\right] P' + c - a = 0{,}99899P' + 0{,}001, \tag{3}$$

где $(b - a)$ — исходный интервал (0, 1); $(d - c)$ — преобразованный интервал.

Очевидно, что это преобразование привело к некоторому завышению обеспеченностей больших значений моделируемого ряда [15, 16], а следовательно, к занижению самих их значений, т. е. к искажению в какой-то степени не только крайних членов распределения, не вошедших в таблицу, но и примыкающих к ним значений.

Так, в результате генерирования случайной величины α получается значение обеспеченности P, равное 0,001. В результате пересчета по формуле (3) получено $P = 0{,}002$. Отсюда, например, при $Cs = 2Cv$ и $Cv = 0{,}5$ получаем модульный коэффициент $K = 4{,}60$. В действительности, при $P = 0{,}001$, $K = 4{,}69$.

Таким образом, преобразования по формуле (3) приводят к уменьшению максимальных и увеличению минимальных значений моделируемого ряда. Сами по себе погрешности незначительные, в рассмотренных случаях они не превышают 4—5 %. Однако они являются систематическими, и их очевидная причина — именно преобразования обеспеченностей по формуле (3).

Учитывая это обстоятельство, было предложено [6] производить экстраполяцию за пределы табличных данных путем линейной или нелинейной экстраполяции по двум-трем предшествующим табличным значениям P и X.

Возможно также, что более правильным было бы при моделировании рядов стока принимать при всех $P < 0{,}01$ значение $P = 0{,}01$ %. Частично это обосновывается тем, что значения максимальных, средних годовых и прочих расходов для каждой реки ограничены сверху. Известно также, что на земле не наблюдался максимум обеспеченностью (по кривой Пирсона III типа) меньше 0,1 % [13]. В то же время теоретические кривые обеспеченности, используемые в гидрологических расчетах, за исключением кривой Джонсона, не ограничены сверху, и при очень малых P по ним можно получить очень большие значения, не оправданные ни физическими соображениями, ни фактическими данными.

Другой вопрос: как скажется тот или иной вид экстраполяции на значениях числовых характеристик моделируемых рядов? Для получения ответа были проведены численные эксперименты методом Монте-Карло по моделированию рядов значений стока большого объема при различных алгоритмах экстраполяции. Всего было смоделировано 30 последовательностей значений среднегодового стока объемом каждая в 1 млн членов для трех различных вариантов экстраполирования значений расходов воды за пределы табличных ординат кривой обеспеченности Пирсона III типа при $C_s = 2C_v$, $C_s = 4C_v$ и $C_s = 6C_v$; $C_v = 0{,}2$; 0,4; 0,6; 0,8; 1,0.

Как следует из полученных данных, разница между числовыми характеристиками смоделированных рядов по всем трем вариантам не превышает 0,1—0,2 %, т. е. выявленные значения числовых характеристик очень близки. Поэтому можно говорить о том, что выбор варианта экстраполяции, по сути дела, не меняет результаты анализа погрешностей расчета числовых характеристик.

Более сложным оказался второй вопрос, связанный с появлением отрицательных значений в рядах стока при моделировании их методом Монте-Карло.

Вообще говоря, появление отрицательных значений при моделировании рядов стока на основе закона распределения Пирсона III типа не стало неожиданностью. Так, еще в 1940-х гг. было отмечено, что в ряде случаев по кривым обеспеченности Пирсона III типа при обеспеченности больше 90–95 % появляются отрицательные значения. В основном их появление объяснялось тем, что закон распределения Пирсона III типа имеет ограничение $C_s \geq 2C_v$. Именно это обстоятельство и наличие рядов стока с $C_s < 2C_v$ было причиной разработки и применения новых законов распределения для расчетов стока в 1940-х гг. (закон распределения Крицкого–Менкеля, закон распределения Бровковича и др.) [13]. Однако впоследствии выяснилось, что уход кривых обеспеченности Пирсона III типа в отрицательную область может наблюдаться и при $C_s \geq 2C_v$, т. е. несоблюдение этого требования — не единственная причина появления отрицательных значений в моделируемых рядах стока.

В связи с этим следует отметить, что уравнение, описывающее закон распределения Пирсона III типа, основывается на предположении, что исходные ряды данных чисто случайны, т. е. какая-либо внутрирядная связь в них отсутствует.

Между тем многие временные и пространственно временные ряды среднего годового и максимального стока имеют внутрирядную связь, для их описания используется, например, простая или сложная цепь Маркова. В этом случае применение закона распределения Пирсона III типа недостаточно обосновано. Вполне возможно, что появление отрицательных значений в области больших обеспеченностей — это следствие именно наличия внутрирядной связи [17, 18].

Для проверки этого предположения были проведены численные эксперименты путем моделирования рядов стока по кривой обеспеченности Пирсона III типа при разных значениях исходных параметров (коэффициента вариации C_v, коэффициента асимметрии C_s и коэффициента корреляции смежных значений членов ряда r_1). Объем каждой смоделированной последовательности составлял 1 млн членов. В качестве примера в табл. 1 представлены результаты подсчета числа отрицательных значений и минимальные значения в каждой последовательности при $C_s \geq 2C_v$.

Как следует из анализа данных табл. 1, при отсутствии корреляции между смежными значениями ряда ($r_1 = 0$) при любом коэффициенте вариации и соотношении C_s к C_v ($C_s \geq 2C_v$) отрицательных значений в моделируемых рядах не наблюдается. С увеличением коэффициента корреляции смежных значений r_1 начинают появляться отрицательные значения, тем чаще, чем больше этот коэффициент. Интересно, что в каждой модели и при разных значениях C_v с возрастанием тесноты связи смежных значений происходит рост по абсолютной величине как самих минимальных значений, так и числа выходов кривой обеспеченности в отрицательную область.

Таким образом, судя по приведенным результатам численных экспериментов, по-видимому, основная причина появления отрицательных значений при использовании закона распределения Пирсона III типа — это именно наличие внутрирядной связи [17, 18] в исходных рядах наблюдений. Если эта связь отсутствует (верхняя строка таблицы), то при любых коэффициентах вариации и коэффициентах асимметрии $C_s \geq 2C_v$ все значения моделируемых последовательностей не выходят в отрицательную область.

Таблица 1

Число отрицательных значений (n) и минимальные значения модульных коэффициентов (k_{min}) в выборках объемом N = 1 000 000, смоделированных методом Монте-Карло на основе закона распределения Пирсона III типа ($C_s \geq 2C_v$), при различных значениях r_1 и C_v

r_1	$C_v = 0{,}2$		$C_v = 0{,}4$		$C_v = 0{,}6$		$C_v = 0{,}8$		$C_v = 1{,}0$	
	k_{min}	n	k_{min}	n	k_{min}	n	k_{min}	n	k_{min}	n
0	0,470	0	0,168	0	0,037	0	0,002	0	0,000	0
0,01	0,466	0	0,161	0	0,029	0	−0,006	288	−0,001	3612
0,05	0,449	0	0,133	0	−0,007	10	−0,044	3032	−0,050	17 521
0,10	0,429	0	0,105	0	−0,053	343	−0,960	8152	−0,103	32 643
0,15	0,398	0	0,048	0	−0,095	1035	−0,148	13 696	−0,160	46 118
0,20	0,393	0	0,045	0	−0,142	1978	−0,207	19 743	−0,218	57 714
0,25	0,366	0	0,002	0	−0,196	3430	−0,267	25 459	−0,282	69 946
0,30	0,355	0	−0,040	11	−0,255	4823	−0,323	31 349	−0,349	78 861
0,35	0,338	0	−0,072	39	−0,305	6516	−0,385	36 464	−0,412	88 200
0,40	0,305	0	−0,105	99	−0,330	8339	−0,463	41 997	−0,495	96 182
0,45	0,294	0	−0,164	168	−0,391	10502	−0,515	47 349	−0,567	103 458
0,50	0,277	0	−0,140	269	−0,516	12711	−0,612	52 657	−0,667	110 959

Прежде чем перейти к ответу на третий и четвертый вопросы, необходимо заметить, что дисперсия любого ряда значений случайной величины X может быть представлена примерно в виде суммы двух составляющих:

$$D_X = D_k + D_r, \tag{4}$$

где D_X — дисперсия исходного ряда; D_k — дисперсия ряда, полученная по значениям теоретической кривой обеспеченности; D_r — дисперсия отклонений значений ряда от теоретической кривой обеспеченности. В принятой методике моделирования, заложенной в современные нормативные документы [11, 12], учитывается только первая составляющая. Поэтому дисперсия и другие характеристики рассеивания смоделированного ряда всегда занижены по сравнению с фактической дисперсией.

Для подтверждения этого вывода были проведены численные эксперименты. Простейший из них заключался в том, что по какому-либо ряду наблюдений определялись числовые характеристики распределения: m_x, σ_x, C_s. Затем члены исходного ряда ранжировались в убывающем порядке, и выявлялась их эмпирическая обеспеченность. По значениям эмпирической обеспеченности P и коэффициента асимметрии C_s определялись нормированные ординаты теоретической кривой обеспеченности Пирсона III типа t_p, которые затем по формуле

$$x_p = m_x + t_p\sigma_x \tag{5}$$

переводились в естественные значения. Полученные значения ряда и его числовые характеристики сопоставлялись со значениями исходного ряда и его числовыми характеристиками.

Так, в табл. 2 в качестве примера представлены указанные расчеты по ряду средних годовых расходов воды р. Великой у г. Острова за двадцатилетний период (с 1987 по 2006 г.). Во второй колонке представлены значения ряда годового стока x (в м^3/с). В третьей приведены значения этого ряда в убывающем порядке $x_{уб}$ (в м^3/с). В четвертой — p — обеспеченности этих значений, рассчитанные по формуле

$$p_i = I/(n + 1)\cdot 100, \tag{6}$$

где I — порядковый номер исходного члена ряда в ранжированном ряду; n — число членов ряда. В пятой колонке — нормированные значения ординат кривой обеспеченности Пирсона III типа (t_p) при полученном значении C_s и значениям обеспеченности, представленным в четвертой колонке. В шестой находятся показатели X_p, рассчитанные по формуле (5), т. е. значения ряда, полученные на основе методики моделирования методом Монте-Карло, использованной при разработке нормативной гидрологической документации.

Таким образом, по исходному ряду наблюдений, приведенному в табл. 2, вначале были рассчитаны оценки числовых характеристик и эмпирические обеспеченности членов ряда. Затем, в полном соответствии с принятым [11, 12] алгоритмом моделирования рядов стока методом Монте-Карло, по этим характеристикам и обеспеченностям был получен новый ряд.

В табл. 3 представлены оценки числовых характеристик исходного и смоделированного рядов.

В подкрепление полученных результатов в табл. 4 представлены результаты аналогичных расчетов по максимальному стоку р. Амур (г. Хабаровск) за период с 1994 по 2013 г.

Из представленных в табл. 4 данных следует, что все числовые характеристики рассеивания ряда, полученного по принятой методике моделирования методом Монте-Карло [11, 12], меньше аналогичных показателей исходного ряда наблюдений.

Таблица 2

Расчет числовых характеристик исходного ряда по р. Великой (г. Остров) и ряда, полученного по теоретической кривой обеспеченности Пирсона III типа

Номер	x	$x_{уб}$	p	t_p	X_p	δ
1	158	229,3	4,76	1,848	201	28,3
2	107	180,6	9,52	1,376	182	−1,4
3	131	175,4	14,29	1,101	171	4,4
4	229,3	162,6	19,05	0,833	160	2,6
5	161,2	161,2	23,81	0,642	152	9,2
6	130,5	158	28,57	0,483	146	12
7	95,6	133,4	33,33	0,341	140	−6,6
8	180,6	131	38,10	0,202	134	−3
9	133,4	130,5	42,86	0,078	129	1,5
10	92,7	127,6	47,62	−0,031	125	2,6
11	127,6	122	52,38	−0,165	119	3
12	162,6	117	57,14	−0,279	115	2
13	175,4	107	61,90	−0,395	110	−3
14	101,6	103,1	66,67	−0,512	105	−1,9
15	103,1	101,6	71,43	−0,63	100	1,6
16	45,8	95,6	76,19	−0,751	95,3	0,3
17	94	94	80,95	−0,883	89,9	4,1
18	117	94	85,71	−1,045	83,2	10,8
19	122	92,7	90,48	−1,215	76,3	16,4
20	94	45,8	95,24	−1,457	66,4	−20,6

Примечание. Здесь и в табл. 3, 4: числовые характеристики — см. текст.

Таблица 3

Числовые характеристики исходного и смоделированного рядов средних годовых расходов по р. Великой (г. Остров)

Ряд	m_x	σ_x	C_v	C_s
Исходный	126	40,9	0,32	0,46
Модель	125	36,2	0,29	0,33
Разность	−1	4,7	0,03	0,13
Разность, %	− 0,8	−11,5	− 9,4	−28,3

Таблица 4

Числовые характеристики исходного и смоделированного рядов максимального стока по р. Амур (г. Хабаровск)

Ряд	m_x	σ_x	C_v	C_s
Исходный	21 980	6600	0,30	1,14
Модель	21 790	5730	0,26	0,33
Разность	−190	−870	−0,04	−0,81
Разность, %	−0,86	−13,2	−13,3	−71,0

Причем это уменьшение в приведенных примерах составляет от 9 (коэффициент вариации) до 71 % (коэффициент асимметрии). Причина этого несоответствия — именно то, что не учитывается разброс точек эмпирической кривой обеспеченности относительно теоретической кривой.

Теперь остановимся на третьем вопросе. Для того чтобы в смоделированном ряду исключить наличие отрицательных значений при разработке нормативных значений погрешностей и смещенности оценок числовых характеристик, был применен метод нормализации и линеаризации связей [3]. Нормализация исходных рядов заключалась в следующем [1, 3]. Во-первых, по сгенерированным значениям обеспеченности P_i с таблицы ординат нормального закона распределения снимались нормированные ординаты нормального закона распределения и закона распределения Пирсона III типа соответствующей обеспеченности. Во-вторых, определялось уравнение регрессии ординат нормального закона распределения и распределения Пирсона III типа. А третьим этапом стало вычисление значения моделируемого ряда по уравнению регрессии ординат нормального закона распределения и распределения Пирсона III типа.

Таким образом, для получения конечного результата производилось двойное преобразование исходного ряда. Первое преобразование заключалось в переходе от закона распределения Пирсона III типа к нормальному закону распределения по таблице нормированных ординат. В ходе второго выполнялся переход от нормального закона распределения к закону распределения Пирсона III типа по уравнению регрессии исходного и нормализованного рядов.

При этом в первом преобразовании не учитывался разброс эмпирических точек относительно теоретической кривой обеспеченности, а во втором — разброс точек относительно линии регрессии. И в том, и в другом случае, как показано выше, это приводит к сглаживанию информации и, следовательно к уменьшению значений числовых характеристик рассеивания смоделированного ряда относительно их значений по фактическому ряду.

Таким образом, использование метода нормализации в данном случае привело к достаточно значимому отрицательному смещению среднего квадратического отклонения, коэффициентов вариации и асимметрии. Это естественным образом сказалось и на рекомендациях, представленных в [11, 12].

Четвертый вопрос касается самого алгоритма моделирования рядов стока, использованного при разработке рекомендаций, с целью определения погрешностей расчетов числовых характеристик и их смещенности. Выше отмечалось, что моделирование методом Монте-Карло выборок, по которым определялись эти характеристики, производилось по теоретическим кривым обеспеченности при заданных параметрах распределения. При этом каких-либо исследований по вопросу учета разброса эмпирических точек относительно теоретических кривых на конечный результат моделирования не проводилось. Между тем это обстоятельство, как следует из приведенных выше примеров (см. табл. 2–4), требует дополнительных исследований. Действительно, судя по этим примерам, уменьшение характеристик рассеивания за счет того, что не учитывается разброс эмпирических точек, может достигать 10 % и более по отношению к действительным значениям.

ВЫВОДЫ

1. Принятые методы экстраполяции возможных значений стока за пределы табличных данных дают примерно одинаковые результаты. Вместе с тем метод экстраполяции по формуле (3) несколько завышает максимальные значения при обеспеченности 0,01 и 0,1 %, что нежелательно, особенно при расчетах максимального стока.

2. Появление отрицательных значений в моделируемых методом Монте-Карло рядах стока по закону распределения Пирсона III типа при наличии внутрирядной связи, по-видимому, объясняется тем, что данный закон предназначен для анализа чисто случайных величин. Поэтому его применение для анализа рядов с внутрирядной связью может привести к противоречивым результатам.

3. Применение метода нормализации и линеаризации связей Алексеева при моделировании рядов стока методом Монте-Карло приводит к неоправданному увеличению отрицательного смещения числовых характеристик рассеивания.

4. Методика моделирования рядов стока методом Монте-Карло, принятая при разработке нормативных документов по расчету числовых характеристик [11, 12], не учитывает разброс эмпирических точек относительно теоретической кривой обеспеченности, что неизбежно приводит к занижению (отрицательному смещению) показателей рассеивания на 10 % и более.

5. Современные рекомендации по учету отрицательного смещения числовых характеристик рассеивания [11, 12], основанные на применении метода Монте-Карло, не учитывали сглаживающего влияния метода линеаризации и нормализации связей, а также разброса значений эмпирической кривой обеспеченности относительно теоретической кривой обеспеченности. Это привело к значительному уменьшению числовых характеристик рассеивания и преувеличению рекомендуемых поправок отрицательного смещения.

6. Таким образом, рекомендации по оценке погрешностей расчетных гидрологических характеристик на основе метода Монте-Карло, представленные в нормативных документах [11, 12], нуждаются в существенной доработке. Необходимой мерой также представляется разработка универсальной научной методики, позволяющей учесть рассмотренные в статье объективно возникающие трудности при оценке погрешностей расчетных гидрологических характеристик на основе метода Монте-Карло.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Алексеев Г.А.** Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. — Л.: Гидрометеоиздат, 1971. — 363 с.
2. **Блохинов Е.Г.** Распределение вероятностей величин речного стока. — М.: Наука, 1974. — 169 с.
3. **Крицкий С.Н., Менкель М.Ф.** Выбор типа кривых распределения вероятностей для расчетов речного стока // Изв. АН СССР. Отделение техн. наук. — 1948. — № 6. — С. 907–917.
4. **Водно-энергетические** расчеты методом Монте-Карло / Под ред. А.Ш. Резниковского. — М.: Энергия, 1969. — 304 с.
5. **Румянцев В.А., Сулимов В.С.** Об устойчивости эмпирических значений статистических параметров гидрологических процессов // Труды ГГИ. — 1973. — Вып. 196. — С. 3–40.
6. **Христофоров А.В.** Надежность расчетов речного стока. — М.: Изд-во Моск. ун-та, 1993. — 168 с.
7. **Рождественский А.В.** Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик. — Л.: Гидрометеоиздат, 1977. — 279 с.
8. **Шелутко В.А.** Статистические модели и методы исследования многолетних колебаний стока. — Л.: Гидрометеоиздат, 1984. — 160 с.
9. **Шелутко В.А.** Численные методы в гидрологии. — Л.: Гидрометеоиздат, 1991. — 238 с.
10. **Долинная С.Я., Шелутко В.А.** Вопросы применения методов линеаризации связей и нормализации исходных рядов при расчетах по уравнениям регрессии // Фундаментальные проблемы воды и водных ресурсов: Труды IV Всерос. науч. конф. с междунар. участием (Москва, 15–18 сентября 2015 г.). — М.: Изд-во Ин-та водных проблем РАН, 2015. — С. 65–69.
11. **СНиП 2.01.14-83.** Определение расчетных гидрологических характеристик. — Л.: Гидрометеоиздат, 1984. — 48 с.
12. **СП 33-101-2003.** Определение основных расчетных гидрологических характеристик. — М.: Госстрой России, 2004. — 73 с.
13. **Болгов М.В., Сарманов И.О., Сарманов О.В.** Марковские процессы в гидрологии. — М.: Изд-во Ин-та водных проблем РАН, 2009. — 211 с.
14. **McCuen R.H.** Modeling Hydrologic Change. — London; NewYork; Washington: LEVIS PUBLISHERS A CRC Press Company, Boca Raton. D.C., 2002. — 433 p.
15. **Соколовский Д.Л.** Речной сток. — Л.: Гидрометеоиздат, 1968. — 539 с.
16. **Виноградов Ю.Б.** Математическое моделирование процессов формирования стока. — Л.: Гидрометеоиздат, 1988. — 312 с.
17. **Андреева Е.С., Андреев С.С.** География и генезис опасных явлений погоды юга России. — Ростов-на-Дону: Изд-во Филиала Рос. гидрометеор. ун-та, 2007. — 73 с.
18. **Влияние** изменений климата и опасных природных явлений на природопользование Европейского Севера / Под ред. Н.С. Касимова, Л.Н. Карлина. — СПб.: Изд-во Рос. гидрометеор. ун-та; М.: Изд-во Моск. ун-та, 2013. — 124 с.

Поступила в редакцию 28.12.2018
После доработки 26.03.2019
Принята к публикации 25.12.2019