УДК 556.1

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ РЕЧНОГО СТОКА В УСЛОВИЯХ НЕСТАЦИОНАРНОСТИ

В. Д. Красов, Р. Г. Гаджидибиров

Воронежский государственный университет, Россия

Поступила в редакцию 10 октября 2010 г.

Аннотация: В статье исследуется трансформация параметров стока рек в условиях нестационарности. В качестве модели стока используются модифицированные ранжированные последовательности трехпараметрического гамма-распределения С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля.

Ключевые слова: речной сток, антропогенный фактор, нестационарность, гидрологические параметры.

Abstract: The article deals with the transformation of the parameters of the runoff in nonstationarity. As the runoff model the author uses the modified ranked sequences of three-parameter gamma distribution by S. N. Kritskiy and M. F. Menkel.

Key words: runoff, anthropogenic factor, nonstationarity, hydrological parameters.

Водные объекты в современных условиях испытывают значительную антропогенную нагрузку, приводящую к трансформации речного стока. Кроме прямого изъятия воды на хозяйственные цели фактором уменьшения (или возрастания стока) может стать изменение увлажненности обширных территорий под воздействием потепления климата, прогнозируемого многими специалистами, например, в [1]. Таким образом, речной сток приобретает свойства нестационарности.

Воздействие на речной сток во времени может быть существенно различным: постоянным, а также детерминированным по линейному или нелинейному закону. Прежде всего, рассмотрим случай постоянного изъятия (повышения) стока. Он позволяет выявить принципиальные особенности его трансформации, связанные с появлением в модифицированных последовательностях нулевых значений [2].

Пусть имеется ненарушенный хозяйственной деятельностью человека хронологический ряд среднегодовых расходов воды продолжительностью N лет ($i = 1, 2,\dots, N$), отражающий стационарные условия формирования стока, с параметрами: среднее $\overline{Q}$, стандарт s, коэффициенты вариации C_v, асимметрии C_s и автокорреляции r, соотношение $h = C_s / C_v$. Далее задаемся хронологическими последовательностями, модифицирующими сток. Величину повышения стока будем обозначать через $a_П$, безвозвратное изъятие воды (в дальнейшем – изъятие) – через $a_И$; характеристики модифицирующих последовательностей будут: текущие значения $a_{Пj}$, $a_{Иj}$, средние $\overline{a}_П$, $\overline{a}_И$, (символ «п» означает увеличение стока, «и» – изъятие стока).

Рассмотрим варианты увеличения (изъятия) стока, при которых $a_{Пj} = \overline{a}_П = const$ и $a_{Иj} = \overline{a}_И = const$. Будем пока считать, что $j = i$, т.е. величины $a_{Пj}$ и $a_{Иj}$, задаются в тех же границах и с такими же интервалами, что и исходный ряд стока. Это означает, с некоторыми ограничениями (см. ниже) соответствующее увеличение или уменьшение среднего значения ряда.

Оценим параметры $\overline{Q}^*$, s^*, C_v^*, C_s^*, r^*, h^* измененных рядов, образованных по соотношениям (символ «*» относится к измененному ряду):

$$Q_i^* = Q_i + a_{Пi}, \qquad (1)$$

$$Q_i^* = Q_i - a_{Иi}. \qquad (2)$$

При появлении в измененном ряду отрицательных значений будем полагать $Q_i^* = 0$.

По свойствам статистических рядов оценки параметров измененного стока будут равны:
для случая повышения стока

$$\overline{Q}^* = Q + \overline{a}_П\ ;\ s^* = s\ ;\ C_v^* = \frac{s}{(\overline{Q}^* + \overline{a}_П)}\ ;$$
$$C_s^* = C_s\ ;\ r^* = r,\ h^* = h\ ; \qquad (3)$$

и для случая изъятия стока

$$\overline{Q}^* = Q - \overline{a}_И\ ;\ s^* = s\ ;\ C_v^* = \frac{s}{(\overline{Q}^* - \overline{a}_И)}\ ;$$
$$C_s^* = C_s\ ;\ r^* = r;\ h^* = h\ . \qquad (4)$$

Отметим, что выражения (3) для случая увеличения стока действуют без каких-либо ограничений. Более сложным в методическом плане является случай изъятия стока, при котором соотношения (4) «работают» только до изъятий, равных минимальному значению Q_{min} в исходной последовательности годовых величин стока. Если $a_{Иi} > Q_{min}$, то в измененной стоковой последовательности (с учетом ограничения по отрицательным величинам) появляются значения стока $Q_i^* = 0$, в диапазоне вероятностей превышения $q_0 = (1-p_0)$, где p_0 – левая граница интервала «нулевого стока» (в дальнейшем ИНС). Случаю изъятия стока далее уделяется основное внимание.

В теоретических распределениях величины стока обычно представляются в долях нормы (в модульных коэффициентах $k_i = Q_i / \overline{Q}$). Для такого случая среднее исходного ряда (норма стока) будет $\overline{k} = 1{,}0$. Соответственно выражаются и характеристики изменений стока: средние $\overline{a}_П$, $\overline{a}_И$, а также текущие значения $a_{Пi}$ и $a_{Иi}$.

Характеристики измененного стока будут: k_i^* – элемент хронологической модифицированной последовательности; $\overline{k}^*$ – среднее значение; остальные обозначения прежние.

Поскольку в большинстве теоретических распределений вероятности, применяемых в гидрологии, нижний предел стока равен нулю, то в подобных случаях нулевые значения стока, вообще говоря, появляются при любом изъятии, превышающем нуль. Общий вид кривых вероятности превышения стока для этих условий представлен на рис. 1. Как видно из рисунка, кривая измененного стока представляет собой кривую естественного стока при перенесении начала кривой вверх на величину $\overline{a}_И$.

В связи с появлением интервала значений «нулевого» стока следует подчеркнуть следующее.

Во-первых, последовательность Q_i^* (или k_i^*) разбивается на две неоднородные части, общий стандарт которых, в принципе, характеризует эту последовательность лишь формально.

Во-вторых, вводить новые, усеченные распределения вероятностей здесь нет необходимости – для установления квантилей стока в зоне $p < p_0$ можно использовать исходную кривую распределения, начало которой перенесено вверх на величину изъятия.

В-третьих, фактическая средняя величина модифицированного стока будет превышать разность $(\overline{k} - \overline{a}_И)$ на величину корректирующего слагаемого $\overline{s}$, то есть:

$$\overline{k}^* = \overline{k} - \overline{a}_И + \overline{s}\ . \qquad (5)$$

И, наконец, знание параметров объединенной (с ИНС) последовательности полезно при оценке пределов, при которых влияние изменений стока на его параметры можно считать допустимым.

В целом изложенный подход можно рассматривать как способ определения чувствительности последовательностей стока к степени их модификации.

В таблице 1 представлены значения вероятностей q_0 ИНС ($q_0 = 1 - p_0$) для различных сочетаний гидрологических параметров и величин изъятия стока ($\overline{a}_И = const$).

Анализ данных таблицы 1 показывает, что наименее чувствительны к росту изъятий и, соответственно, ИНС реки с высокой естественной зарегулированностью. Так, для рек с $C_s = 2C_v$ при $C_v = 0{,}2$ даже при изъятии, равном половине нормы стока, вероятность ИНС составляет всего 0,001. В то же время для рек с высокой изменчивостью

Рис. 1. Кривая вероятности превышения годового стока (C_v=0,5, C_s=1,0)

abc – исходная кривая,

abc' – кривая при изъятии $\overline{a}_И = 0{,}3$,

bc'' – интервал «нулевого стока»

Таблица 1

Вероятность q_0 интервала нулевых значений годового стока при различном изъятии ($C_s=2C_v$)

$\bar{a}_И$ \ C_v	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
0,1	0	0	0	0	0,001	0,005	0,016	0,036	0,063	0,095
0,2	0	0	0	0,001	0,009	0,028	0,059	0,096	0,138	0,187
0,3	0	0	0,001	0,009	0,034	0,072	0,118	0,166	0,214	0,259
0,4	0	0	0,005	0,032	0,079	0,133	0,187	0,238	0,286	0,329
0,5	0	0,001	0,024	0,078	0,142	0,204	0,260	0,310	0,354	0,393

стока ($C_v = 1{,}0$) уже при изъятии $\bar{a}_И = 0{,}1\bar{k}$ вероятность нулевого интервала достигает 0,095 и интенсивно возрастает с увеличением изъятия.

О влиянии соотношения h на вероятность ИНС q_0 можно судить по графику на рис. 2. На нем представлены зависимости q_0 от величины изъятия $\bar{a}_И$ для двух значений C_v (0,5 и 1,0) и четырех случаев h (1,0; 2,0; 3,0 и 4,0). Из графика можно установить, что величина q_0 при заданном C_v возрастает с уменьшением h. Так, например, при $C_v = 0{,}5$ и $\bar{a}_И = 0{,}5$ вероятность ИНС q_0 в пределах указанных выше значений h повышается с $q_0 = 0{,}092$ до 0,168 или в 1,83 раза.

Для $C_v = 1{,}0$ при тех же условиях приращение q_0 ниже и составляет 0,103 или 31 %. Отметим, что в последнем случае абсолютные значения q_0 существенно выше, чем при $C_v = 0{,}5$ и изменяется от 0,337 до 0,440.

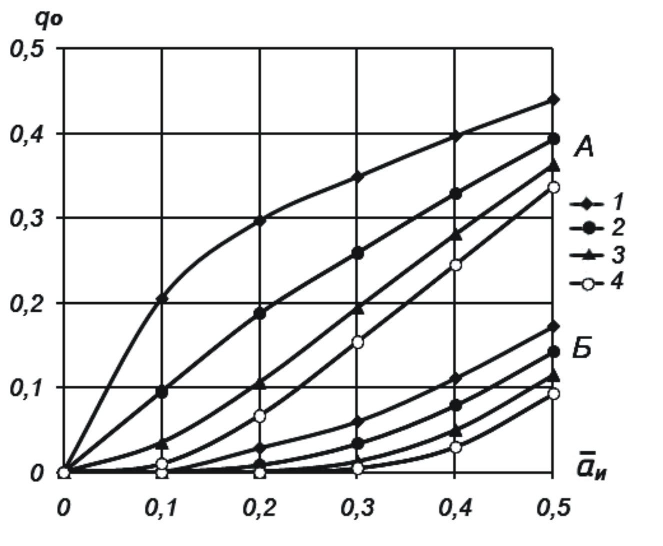

Рис. 2. Зависимость q_0 от h, C_v, $\bar{a}_И$

А – $C_v=0{,}5$ Б – $C_s=1{,}0$

1 – $h = 1{,}0$ 2 – $h = 1{,}5$ 3 – $h = 2{,}0$ 4 – $h = 2{,}5$

Применение таблиц координат трехпараметрического гамма-распределения С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля

Для оценки трансформации параметров в озвученном варианте можно использовать ранжированные последовательности стока, содержащиеся в широко распространенных таблицах координат трехпараметрического гамма-распределения С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля [3].

Пусть при изъятии $\bar{a}_И = const$ на кривой вероятности превышения модульных коэффициентов имеем ИНС с вероятностью ($q_0 = 1 - p_0$), где p_0 – абсцисса точки усечения на границе двух неоднородных последовательностей ($k_p > 0$ и $k_p < 0$). Тогда величину , $\bar{s}$ входящую в выражение (5) для $\bar{k}^*$, предлагается устанавливать по формуле:

$$\bar{s} = (1 - p_0)\int_{p_0}^{1}(\bar{a}_И - k_p)dp\,, \qquad (6)$$

где k_p – квантиль неизмененного стока вероятностью превышения p из таблицы трехпараметрического гамма-распределения.

Коэффициент вариации измененного стока C_v^* предлагается находить по соотношению:

$$C_v^* = s^* / \bar{k}^*\,, \qquad (7)$$

где $s^* = \sqrt{c/d}$.

Величины c и d определяются так:

$$c = \int_0^1 (Dk_p^*)^2\,dp\,,\ d = \int_0^1 (Dk_p)^2\,dp\,, \qquad (8)$$

$$Dk_p = k_p - \bar{k}\,,\ Dk_p^* = k_p - \left(1 - \bar{k}_И + \bar{s}\right). \qquad (9)$$

Сходный прием применим и для установления C_s^*:

$$C_s^* = b_1 C_s\,, \qquad (10)$$

Таблица 2

Сопоставление детального (дет.) и предлагаемого (предл.) методов определения параметров измененного стока

Изъятие, $\overline{a}_П$	Среднее, $\overline{k}^*$			Коэф. вар. C_v^*			Коэф. асимм. C_s^*		
	Дет.	Предл.	Разн. %	Дет.	Предл.	Разн. %	Дет.	Предл.	Разн. %
0,1	0,900	0,90003	0,012	0,555	0,5554	0,018	0,987	1,001	1,42
0,2	0,801	0,80038	-0,077	0,623	0,6234	0,064	0,995	1,007	1,21
0,3	0,703	0,702228	-0,102	0,706	0,7070	0,142	1,028	1,049	2,04

$$b_1 = g/b_2, \quad g = s^3 \int_0^1 (Dk_p^*)^3 dp, \qquad b_2 = (s^*)^3 \int_0^1 (Dk_p)^3 dp. \tag{11}$$

Интегралы, входящие в выражения (6, 8, 11), могут быть определены аналитическим или графическим способами. В последнем случае рекомендуется строить кривые вероятности превышения величин $(Dkp)^2, (Dk^* p)^2, (Dkp)^3, (Dkp^*)^3$.

Предлагаемый подход дает приемлемые результаты, что подтверждается данными таблицы 2, где приводится сопоставление параметров измененного стока, полученных изложенным способом, с характеристиками, установленными по детальному методу [2] для случая с $\overline{k}=1{,}0$, $C_v=0{,}5$, $C_s=1{,}0$ и различными изъятиями.

Как видно из таблицы 2, совпадение параметров стока, полученных двумя способами, достаточно хорошее.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Данилов-Данильян В. И. Изменение климата и его последствия / В. И. Данилов-Данильян, В. Г. Пряжинская // Обоснование стратегий управления водными ресурсами. – М. : Науч. мир, 2006. – С. 97-116.

2. Красов В. Д. Трансформация гидрологических параметров под воздействием крупномасштабных изъятий стока / В. Д. Красов // Вестн. Воронеж. гос. ун-та. Сер. География. Геоэкология. – 2008. – № 1. – С. 116-120.

3. Крицкий С. Н. Гидрологические основы управления водохозяйственными системами / С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. – М. : Наука, 1982. – 271 с.

Красов Вячеслав Дмитриевич
кандидат технических наук, доцент кафедры природопользования факультета географии, геоэкологии и туризма Воронежского государственного университета, г. Воронеж, т. (4732) 66-56-54, E-mail: root@geogr.vsu.ru

Гаджидибиров Роман Гасанович
студент 5 курса кафедры природопользования факультета географии, геоэкологии и туризма Воронежского государственного университета

Krasov Vyacheslav Dmitriyevitch
Candidate of Technical Sciences, assistant professor of the chair of management of nature of geography, geoecology and tourism department of the Voronezh State University, Voronezh, tel. (4732) 66-56-54, E-mail: root@geogr.vsu.ru

Gadzhidibirov Roman Gasanovitch
5th year student of the chair of management of nature of geography, geoecology and tourism department of the Voronezh State University, Voronezh