

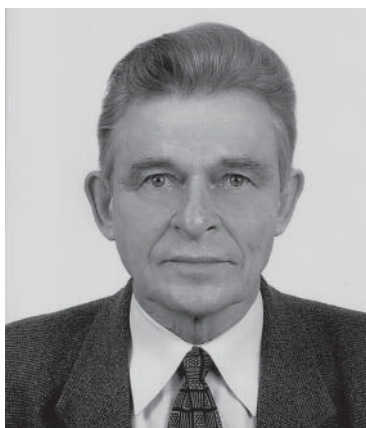
УДК 556.1

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ И КВАНТИЛЕЙ РЕЧНОГО СТОКА В УСЛОВИЯХ СУЩЕСТВЕННОЙ ВНУТРИГODOVOЙ ТРАНСФОРМАЦИИ

© 2012 г. В.Д. Красов

Воронежский государственный университет, г. Воронеж

Ключевые слова: речной сток, гидрологические расчеты, внутригодовая трансформация стока.



Исследованы особенности статистических оценок стоковых характеристик в условиях нестационарности внутригодового изъятия стока. Показано, что схемы внутригодового изъятия существенно влияют на характер оцениваемых характеристик стока. Предложены рекомендации по оценке стоковых характеристик в условиях внутригодовой нестационарности изъятия стока.

Введение

Современный этап использования водных ресурсов характеризуется значительной антропогенной нагрузкой на речной сток, особенно в районах традиционного орошения. Кроме прямого изъятия воды для хозяйственных целей, фактором трансформации стока рек (как в сторону уменьшения, так и возрастания) может стать изменение увлажненности обширных территорий под воздействием потепления климата, прогнозируемого многими специалистами [1, 2]. В рассмотренных условиях стоковый процесс приобретает свойства нестационарности, отобразить которые можно на основе модификации последовательностей годовых величин стока различного вида [3–5]. В настоящей работе впервые рассмотрены особенности оценки стоковых характеристик в условиях внутригодовой нестационарности водопользования. Данные оценки в современных условиях

Водное хозяйство России № 5, 2012

Водное хозяйство России

имеют принципиальное значение при решении широкого круга хозяйственных задач, в первую очередь, при разработке СКИИВО для зон недостаточного увлажнения и определения величин экологических попусков.

Основные положения модификации

В настоящей работе характеристики стока при наличии нестационарности оцениваются на основе модификации последовательностей с внутригодовым распределением.

Пусть имеется некоторая последовательность объемов речного стока k_{ij} (здесь и далее под k понимается объем речного стока в долях нормы), отображающая стационарные условия его формирования ($i = 1, 2, \dots, N$, N – количество лет; $j = 1, 2, \dots, m$, m – число внутригодовых интервалов). Из данной последовательности получаем другую последовательность k_i , представляющую собой годовые значения объемов стока. Величины k_i и k_{ij} связаны соотношениями:

$$k_i = \sum_{j=1}^m k_{ij}; \quad k_{ij} = \gamma_{ij} k_i, \quad (1)$$

где γ_{ij} – доля стока за j -й интервал в i -м годовом объеме.

Последовательность k_i характеризуется следующими параметрами: среднее \bar{k} , среднеквадратичное отклонение σ , коэффициенты вариации C_v , асимметрии C_s , автокорреляции r и соотношение $\eta = C_s/C_v$. Обозначим через a_{nij} и $a_{\Pi ij}$ текущие значения изъятия и увеличения стока соответственно, и модифицируем исходную последовательность по следующим соотношениям.

$$\text{Для изъятия стока: } k_i^* = \sum_{j=1}^m (k_{ij} - a_{nij}); \quad (2)$$

Для увеличения стока:

$$k_i^* = \sum_{j=1}^m (k_{ij} + a_{\Pi ij}). \quad (3)$$

Наиболее важным с экономической точки зрения и сложным в методическом отношении является случай изъятия стока. Анализу данного варианта в значительной мере и посвящена данная работа. При $k_{ij} - a_{nij} < 0$ будем полагать $k_{ij} = 0$. При $a_{nij} = \text{const}$ подобные случаи наступают, когда $a_{nij} > k'_{\min}$ (k'_{\min} – минимальный сток за внутригодовые интервалы периода N). Поскольку $k'_{\min} < k_{\min}$ (k_{\min} – минимальный

годовой сток за период N), то влияние интервала «нулевого стока» (ИНС) [3] начинает проявляться при меньших изъятиях, чем при модификации непосредственно величин k_i . С учетом отмеченного аспекта модифицированный сток за год составит

$$k_i^* = \sum_{j=1}^m [k_{ij} - (a_{nij} - s_{ij})], \quad (4)$$

где s_{ij} – корректирующее слагаемое для случаев $a_{nij} > k_{ij}$, численно равное дефициту стока $d_{ij} < 0$

$$s_{ij} = a_{nij} - k_{ij} = d_{ij}. \quad (5)$$

Годовые величины корректирующего слагаемого будут $s_i = \sum_{j=1}^m s_{ij}$, а

среднее значение за многолетие равно

$$\bar{s}_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i. \quad (6)$$

В этих условиях среднее значение модифицированного стока для выбранного сценария за период N может быть представлено в виде

$$\bar{k}^* = \bar{k} - \bar{a}_n + \bar{s}_{ij}, \quad (7)$$

где \bar{a}_n – среднее объявленное изъятие за многолетие.

Дополнительными характеристиками, отражающими появление $k_{ij}^* = 0$, могут быть коэффициент «демпфирования» изъятия

$f_1 = \frac{\bar{a}_{н.ф}}{\bar{a}_n} < 1,0$, где $\bar{a}_{н.ф}$ – средняя фактическая величина изъятия для ва-

рианта, и коэффициент трансформации среднего значения

$$f_2 = \frac{\bar{k} - \bar{a}_{н.ф}}{\bar{k} - \bar{a}_n} > 1,0.$$

В процессе модификации последовательностей стока возможны следующие варианты.

1) По уровню объявленного наибольшего годового изъятия: $0 \leq \lambda \leq 1,0$, где λ – величина максимального годового изъятия $a_{i \max}$ в долях нормы стока.

2) По изменению годового изъятия a_{ni} во времени

$$a_{ni} = c\lambda. \quad (8)$$

Соответственно, для задания значений c могут быть рассмотрены следующие сценарии изъятия:

а) константа $c = 1,0$; $a_{wi} = \lambda = \text{const}$;

б) прямая $c = \frac{i}{N}$; $a_{wi} = \frac{i}{N} \lambda$; (9)

в) парабола-1 $c = \left(\frac{i}{N}\right)^2$; $a_{wi} = \left(\frac{i}{N}\right)^2 \lambda$;

г) парабола-2 $c = \left[1 - \left(\frac{N-i}{N}\right)^2\right] \lambda$; $a_{wi} = \left[1 - \left(\frac{N-i}{N}\right)^2\right] \lambda$.

Внутригодовые значения изъятия можно определять как $a_{wij} = a_{wi}/m$. При этом не исключаются любые другие режимы изъятия внутри года. Отметим, что для принятых сценариев фактическая величина среднего за период N изъятия (в долях нормы стока) составит

$$\bar{a}_{и.ф} = \gamma \lambda - \bar{s}, \quad (10)$$

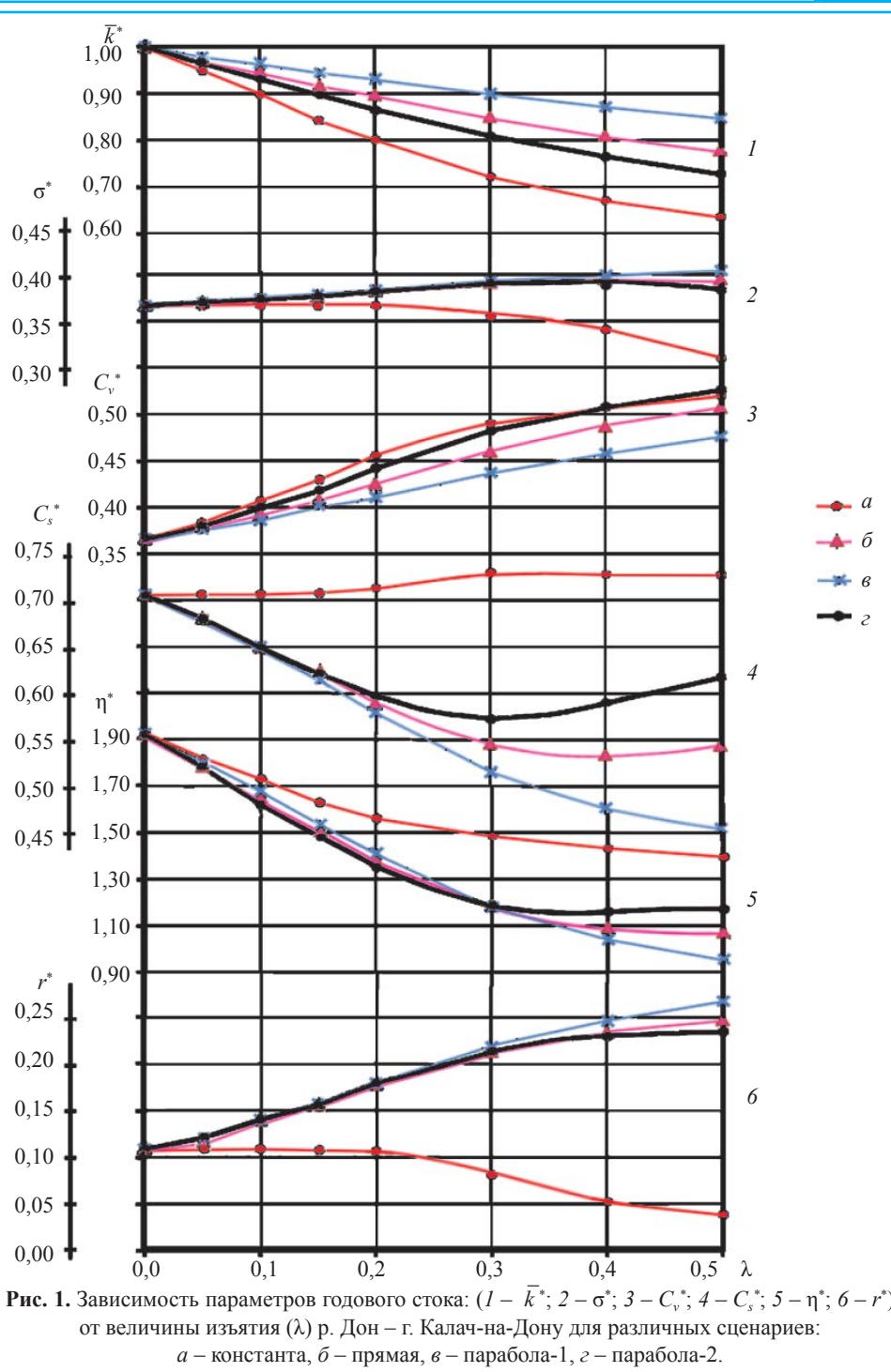
где γ – коэффициент, величина которого составляет для сценариев: «константа» $\gamma = 1,0$; «прямая» $\gamma = 0,505$; «парабола-1» $\gamma = 0,34$; «парабола-2» $\gamma = 0,67$. Разумеется, число возможных вариантов динамики изъятия во времени не исчерпывается приведенными выше сценариями. В рамки предложенной концепции вполне укладываются случаи учета разнообразных экологических аспектов водопользования.

Параметры модифицированных последовательностей

Оценим параметры последовательностей k_i^* : \bar{k}^* , σ^* , C_v^* , C_s^* , η^* , r^* (символ «*» относится к случаю модификации стока), образованных по соотношению (4). В качестве модели примем ряд наблюдений за стоком р. Дон у г. Калач-на-Дону за период с 1876 по 1952 гг. продолжительностью $N = 77$ лет с параметрами: среднее $\bar{Q} = 674 \text{ м}^3/\text{с}$; $\sigma = 247 \text{ м}^3/\text{с}$; $C_v = 0,367$; $C_s = 0,706$; $\eta = 1,924$; $r = 0,109$. Выбор модели обусловлен длительностью ряда и минимальным уровнем антропогенного воздействия на сток за годы наблюдений. Модификацию стока будем производить применительно к вариантам λ ($0 \leq \lambda \leq 0,5$) и сценариям а–г. Результаты данного этапа расчетов представлены в табл. 1 и на рис. 1.

Таблица 1. Изменение параметров годового стока при изъятии из внутригодовых величин (р. Дон – г. Калач-на-Дону, $N = 77$)

| Сценарий | Параметры | | | | | | | | | |
|-----------------|-------------|------------|---------|---------|----------|-------|-----------|----------------------|-------|-------|
| | \bar{k}^* | σ^* | C_v^* | C_s^* | η^* | r^* | \bar{s} | $\bar{\lambda}_\Phi$ | f_1 | f_2 |
| $\lambda = 0$ | | | | | | | | | | |
| Исходный ряд | 1,0 | 0,367 | 0,367 | 0,706 | 1,924 | 0,109 | 0,0 | 0,0 | – | – |
| $\lambda = 0,1$ | | | | | | | | | | |
| <i>a</i> | 0,900 | 0,367 | 0,408 | 0,706 | 1,731 | 0,109 | 0,0 | 0,100 | 1,0 | 1,0 |
| <i>б</i> | 0,949 | 0,374 | 0,394 | 0,650 | 1,650 | 0,140 | 0,0 | 0,050 | 1,0 | 1,0 |
| <i>в</i> | 0,966 | 0,374 | 0,387 | 0,650 | 1,679 | 0,140 | 0,0 | 0,034 | 1,0 | 1,0 |
| <i>г</i> | 0,933 | 0,374 | 0,401 | 0,650 | 1,619 | 0,141 | 0,0 | 0,067 | 1,0 | 1,0 |
| $\lambda = 0,2$ | | | | | | | | | | |
| <i>a</i> | 0,802 | 0,367 | 0,457 | 0,713 | 1,562 | 0,106 | 0,002 | 0,198 | 0,992 | 1,002 |
| <i>б</i> | 0,899 | 0,383 | 0,426 | 0,590 | 1,384 | 0,178 | 0,0 | 0,101 | 1,0 | 1,0 |
| <i>в</i> | 0,932 | 0,383 | 0,411 | 0,580 | 1,412 | 0,179 | 0,0 | 0,067 | 1,0 | 1,0 |
| <i>г</i> | 0,866 | 0,383 | 0,443 | 0,598 | 1,350 | 0,180 | 0,0 | 0,135 | 0,999 | 1,0 |
| $\lambda = 0,3$ | | | | | | | | | | |
| <i>a</i> | 0,732 | 0,356 | 0,491 | 0,730 | 1,485 | 0,081 | 0,023 | 0,277 | 0,922 | 1,032 |
| <i>б</i> | 0,851 | 0,392 | 0,460 | 0,548 | 1,191 | 0,213 | 0,003 | 0,149 | 0,981 | 1,002 |
| <i>в</i> | 0,900 | 0,393 | 0,437 | 0,516 | 1,181 | 0,218 | 0,002 | 0,100 | 0,985 | 1,002 |
| <i>г</i> | 0,805 | 0,389 | 0,484 | 0,577 | 1,194 | 0,210 | 0,007 | 0,195 | 0,965 | 1,009 |
| $\lambda = 0,5$ | | | | | | | | | | |
| <i>a</i> | 0,636 | 0,332 | 0,521 | 0,727 | 1,394 | 0,039 | 0,136 | 0,364 | 0,728 | 1,273 |
| <i>б</i> | 0,779 | 0,395 | 0,507 | 0,545 | 1,075 | 0,247 | 0,032 | 0,222 | 0,874 | 1,044 |
| <i>в</i> | 0,849 | 0,404 | 0,476 | 0,456 | 0,958 | 0,267 | 0,018 | 0,152 | 0,891 | 1,023 |
| <i>г</i> | 0,728 | 0,384 | 0,527 | 0,618 | 1,172 | 0,235 | 0,065 | 0,272 | 0,808 | 1,098 |



Как следует из представленных материалов расчетов (см. табл. 1, рис. 1), до изъятия при $\bar{a}_n = a_{n \max} = 0,2$ параметры измененного стока совпадают с полученными без учета внутригодового распределения в работе [3]. При больших λ вид зависимости параметров от величины изъятия меняется.

Вследствие различия в средних величинах объявленного \bar{a}_n и фактического $\bar{a}_{n,ф}$ изъятия, отражаемого коэффициентом «демпфирования» f_1 , значения \bar{k}^* превышают разность $(\bar{k} - \bar{a}_n)$ из-за возрастания корректирующего слагаемого \bar{s}_{ij} .

Так, в варианте $a_{ni} \neq \text{const}$ при $\lambda = 0,5$ \bar{s}_{ij} колеблется от 2 % для сценария «парабола-1» до 9,8 % от $(\bar{k} - \bar{a}_n)$ для сценария «парабола-2». В варианте $a_{ni} = \text{const} = 0,5$ величина \bar{s}_{ij} достигает 27 % от $(\bar{k} - \bar{a}_n)$. Соответственно (7) возрастает и \bar{k}^* , что характеризуется повышением значения коэффициента f_2 .

Интервал постоянных значений стандарта σ^* (при $\lambda \leq 0,2$) сменяется его уменьшением, которое для варианта $a_{ni} = \text{const}$ при $0,2 \leq \lambda \leq 0,5$ достигает 9,3 %.

В вариантах $a_{ni} \neq \text{const}$ устойчивый положительный тренд в изменении σ^* при $\lambda \geq 0,2$ переходит в стадию менее существенного и дальше (с ростом λ) к снижению. Однако общая тенденция к повышению остается – увеличение σ^* относительно σ при $\lambda = 0,5$ составляет от 4,5 («парабола-2») до 10,1 % («парабола-1»).

Наиболее существенно трансформируется характер изменения C_v^* . При $\lambda \geq 0,2$ резкий подъем переходит в малоинтенсивный, причем разность величин C_v^* для всех сценариев находится в небольшом диапазоне ($\leq 0,05$); при $\lambda = 0,5$ разброс также невелик (C_v^* от 0,48 до 0,53).

Коэффициент асимметрии C_s^* в сценарии «константа» ($a_{ni} = \text{const}$) при всех изъятиях практически постоянен. В остальных сценариях ($a_{ni} \neq \text{const}$) рост λ сопровождается уменьшением C_s^* , наиболее значительным для «параболы-1» при $\lambda = 0,5$ (с 0,706 до 0,456; на 35 %). В сценариях «парабола-2» ($\lambda = 0,3$) и «прямая» ($\lambda = 0,4$) изменения C_s^* характеризуется положительным градиентом.

Соотношение η^* обнаруживает тенденцию к понижению, интенсивность которого при $\lambda \geq 0,3$ для сценариев «прямая» и «парабола-1» снижается, а для «параболы-2» сменяется участком $\eta^* = \text{const}$. Общее снижение η^* при $\lambda = 0,5$ по сравнению с исходной величиной η составляет от 27,5 ($a_{ni} = \text{const}$) до 50,0 % («парабола-1»).

Коэффициент автокорреляции r^* в сценарии $a_{ni} = \text{const}$ от $r = 0,109$ при $\lambda = 0,2$ уменьшается до $r^* = 0,039$ при $\lambda = 0,5$. При $a_{ni} \neq \text{const}$ в интервале $0 \leq \lambda \leq 0,2$ коэффициент r^* возрастает с близкими значени-

ями для сценариев $a-g$; затем величины r^* дифференцируются и при $\lambda = 0,5$ имеют рассеяние в интервале от $r^* = 0,235$ («парабола-2») до $r^* = 0,267$ («парабола-1»).

Представляет интерес вычленение из общей динамики параметров модифицированного стока их изменений, приходящихся на интервал изъятий $0 \leq \lambda \leq 0,2$, наиболее реальный с практической точки зрения. Среднее значение стока для сценария $a_{ni} = \text{const}$ уменьшается на величину, равную или практически равную $\lambda - \bar{s}$; в сценариях $a_{ni} \neq \text{const}$ фактическое уменьшение среднего составит $\gamma\lambda - \bar{s}$. Значение \bar{s} здесь равно нулю за исключением сценария «константа» при $\lambda = 0,2$, где $\bar{s} = 0,002$.

Коэффициент вариации C_v^* для данного сценария при увеличении λ от нуля до 0,1 возрастает на 11,2 %, при $\lambda = 0,2$ на 24,3 %. Для сценариев $a_{ni} \neq \text{const}$ рост C_v^* несколько меньше; например, для «параболы-2» его увеличение составляет, соответственно, 9,3 и 20,7 %. Коэффициент асимметрии C_s^* в сценарии «константа» равен C_s ; в сценариях $a_{ni} \neq \text{const}$ C_s^* уменьшается при $\lambda = 0,1$ на 7,9; при $\lambda = 0,2$ на 16,6 %. Для η^* характерно общее понижение, меньшее для «константы» и более значительное для случаев $a_{ni} \neq \text{const}$. Для первого сценария оно при $\lambda = 0,1$ оценивается в 10,0 %; для других в среднем 14,3 %. При $\lambda = 0,2$ указанные показатели возрастают соответственно до 18,9 и 28,3 %. Коэффициент автокорреляции для сценария «константы» постоянен $r^* = r$, для сценариев $a_{ni} \neq \text{const}$ r^* повышается: при $\lambda = 0,2$ до $r = 0,18$ (в 1,64 раза) со средней интенсивностью 0,036 (32,3 %) на $0,1\lambda$.

Квантили годового стока

Принципиальные аспекты формирования квантилей модифицированного стока рассмотрим на примере рядов расходов воды Q_{ij} ($\text{м}^3/\text{с}$). В этом случае характеристики изъятия a_{nij} будут выражаться в $\text{м}^3/\text{с}$. Соответственно, численные значения квантилей Q_p^* вероятностью превышения p определяются выражением:

$$Q_p^* = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [Q_{ij} - (a_{nij} - s_{ij})], \quad (11)$$

где Q_{ij} – сток j -го внутригодового интервала в i -м году, сток которого Q_i в хронологическом ряду является исходным для образования Q_p^* ; a_{nij} , s_{ij} – изъятие стока и корректирующее слагаемое для тех же условий соответственно.

Для случаев $a_{nij} \leq Q_{ij}$ значение $s_{ij} = 0$; при $a_{nij} > Q_{ij}$, $s_{ij} = a_{nij} - Q_{ij} = d_{ij}$ (d_{ij} – дефицит стока). В связи со сказанным фактическое изъятие для j -го интервала будет равно

$$a_{и.фij} = a_{nij} - s_{ij}, \quad (12)$$

а для i -го года соответственно

$$a_{и.фи} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m a_{и.фij}. \quad (13)$$

В результате воздействие изъятия a_{nij} на квантили стока проявляется не только в прямом уменьшении ординат распределения вероятностей, но и в снижении этого эффекта за счет «демпфирования» изъятия. Следует добавить смещение абсцисс распределений модифицированного стока (по сравнению с исходным) как под влиянием отмеченного выше фактора, так и в связи с непостоянством изъятия во времени. Величина смещения устанавливается так:

$$\Delta p^* = p_i - p^*, \quad (14)$$

где p_i – вероятность превышения стока Q_i i -го года, из которого образован квантиль Q_p^* , в распределении для исходного ряда;
 p^* – вероятность превышения квантиля Q_p^* в распределении модифицированного ряда.

Введем величину $Q_v = Q_i$, означающую сток, по которому определяется Q_p^* . Необходимо иметь в виду, что $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta p_i^* = 0$; кроме того,

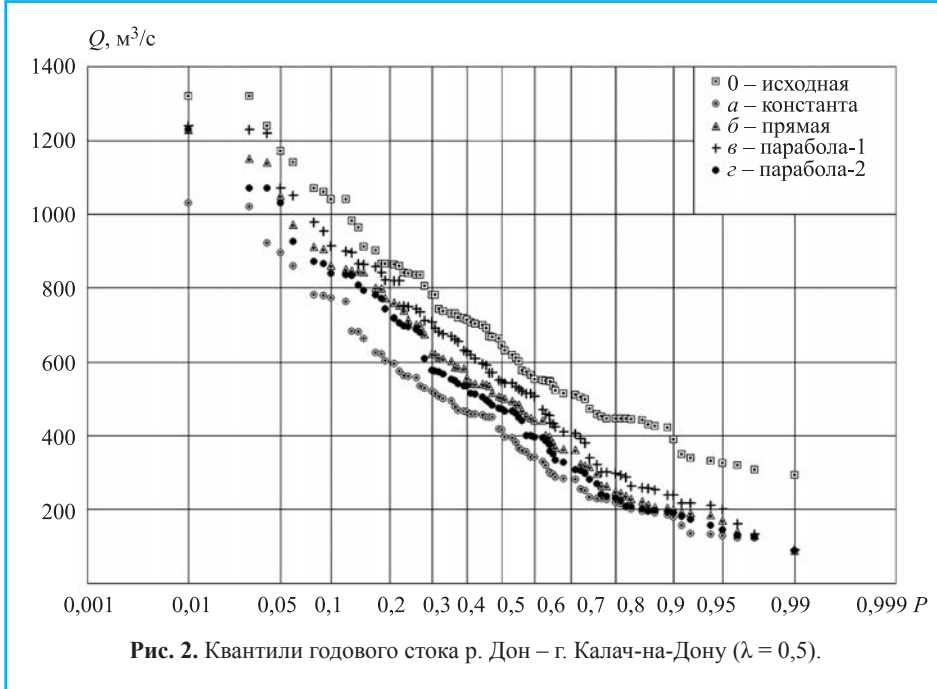
$$\sum_{i=1}^N \Delta Q_i = \bar{a}_{и.фи}.$$

Из изложенного вытекает следующее важное положение: квантиль Q_p^* не всегда определяется исходным стоком вероятностью превышения p (т. е. квантилем Q_p), а только при $a_{ni} = \text{const}$ и $s_i = 0$.

Знание отмеченных выше особенностей процесса модификации стока позволяет провести качественный анализ получаемых результатов, выявить содержащиеся в них закономерности. Проиллюстрируем сказанное на примере исследования квантилей модифицированного стока р. Дон у г. Калач-на-Дону за период 1876–1952 гг. ($\bar{Q} = 674$ м/с; $C_v = 0,367$; $C_s = 0,706$; $\eta = 1,924$; $N = 77$), результаты которого представлены в табл. 2 и на рис. 2 в широком диапазоне сценариев. Из их рассмотрения следует, что процесс формирования квантилей

Таблица 2. Характеристики формирования квантилей модифицированного стока
(р. Дон – г. Калач-на-Дону, $N = 77$)

| λ | $N_p, \%$ | $N_d, \%$ | $\Delta p^*_{\max}, \%$ | | | | d_{\max} | |
|------------------------------|-----------|-----------|-------------------------|------|----------|------------------------------|------------|--------------|
| | | | <0 | | >0 | | m^3/c | Год |
| | | | Значение | Год | Значение | Год | | |
| Сценарий «константа» | | | | | | | | |
| $\leq 0,15$ | 0 | 0 | 0 | – | 0 | – | 0 | – |
| 0,20 | 6,5 | 7,6 | 5,1 | 1905 | 1,28 | 1890 1894 1943 1945 | 1,96 | 1938 |
| 0,30 | 79,2 | 35,5 | 10,2 | 1905 | 7,68 | 1933 | 48,7 | 1911 |
| 0,50 | 84,4 | 68,8 | 10,2 | 1907 | 15,4 | 1876 | 163 | 1891 |
| Сценарий «прямая» | | | | | | | | |
| 0,05 | 49,4 | 0 | 7,68 | 1890 | 3,84 | 1945 | 0 | – |
| 0,10 | 68,8 | 0 | 8,96 | 1890 | 7,68 | 1940 | 0 | – |
| 0,15 | 68,8 | 0 | 10,2 | 1890 | 8,96 | 1952 | 0 | – |
| 0,20 | 85,7 | 0,11 | 11,5 | 1890 | 10,2 | 1952 | 0,11 | 1950 |
| 0,30 | 89,6 | 7,4 | 14,1 | 1890 | 12,8 | 1952 | 22,9 | 1950 |
| 0,50 | 94,8 | 29,1 | 16,6 | 1890 | 12,8 | 1952 | 123 | 1950 |
| Сценарий «парабола-1» | | | | | | | | |
| 0,05 | 53,2 | 0 | 7,68 | 1894 | 5,12 | 1937 | 0 | – |
| 0,10 | 72,7 | 0 | 7,68 | 1940 | 8,96 | 1952 | 0 | – |
| 0,15 | 79,2 | 0 | 10,2 | 1890 | 8,96 | 1952 | 0 | – |
| 0,20 | 84,4 | 0 | 11,5 | 1890 | 14,1 | 1952 | 0 | – |
| 0,30 | 85,7 | 4,87 | 12,8 | 1890 | 16,6 | 1952 | 20,6 | 1951 |
| 0,50 | 93,5 | 15,9 | 16,6 | 1890 | 16,6 | 1952 | 115 | 1950 |
| Сценарий «парабола-2» | | | | | | | | |
| 0,05 | 54,5 | 0 | 7,68 | 1890 | 3,84 | 1933 1943 1945 | 0 | – |
| 0,10 | 68,3 | 0 | 8,96 | 1890 | 7,68 | 1940 | 0 | – |
| 0,15 | 79,2 | 0 | 10,2 | 1882 | 8,96 | 1940 | 0 | – |
| 0,20 | 87,0 | 1,19 | 11,5 | 1882 | 8,96 | 1940 | 2,14 | 1924 |
| 0,30 | 94,8 | 15,7 | 16,6 | 1882 | 8,96 | 1940 | 34,4 | 1894 1939 |
| 0,50 | 94,8 | 45,5 | 20,5 | 1882 | 8,96 | 1940 | 132 | 1939 |



является весьма сложным. По мере роста λ число лет N_p со смещением по вероятности увеличивается и при $\lambda = 0,5$ достигает 94,8 %. При этом для варианта «константа» оно ниже (84,4 %), чем для случая непостоянного изъятия. Противоположная тенденция имеет место для общего числа дефицитных месяцев N_d и величины максимального в году дефицита d_{\max} . Наибольшее смещение квантилей по вероятности Δp_{\max}^* находится в диапазоне от 10,2 до 15,4 % (сценарий «константа») до 20,5 и 8,96 % (сценарий «парабола-2»).

Отмеченные выше факторы формирования квантилей определили особенности эмпирических распределений, представленных на рис. 2. Их характерная черта – отсутствие квантилей $Q_p = 0$, обусловленное внутригодовыми колебаниями стока. Варианты $a_{ni} \neq \text{const}$ находятся внутри интервала, верхней границей которого является исходное распределение ($\lambda = 0$), а нижней – сценарий $a_{ni} = \text{const}$. Сценарии «прямая» и «парабола-1» имеют между собой наиболее близкие координаты. Отмечается, что разность квантилей для сценариев $\lambda = 0$ и «парабола-1» увеличивается по мере роста вероятности, а для сценариев «парабола-2» и «константа» уменьшается.

Подобные случаи объясняются на основе рассмотрения баланса стока при формировании квантилей. К примеру, квантили всех вариантов изъятия при $p = 0,987$ сходятся в одну точку, что обуслов-

лено особенностями многолетних колебаний стока за рассматриваемый период (1876–1952 г.). Наименьший сток р. Дон приходится на 1950 г. ($Q_p = 294 \text{ м}^3/\text{с}$), находящийся в конце рассматриваемого периода. Совпадение его с максимальным изъятием, практически одинаковым для всех сценариев ($a_{и.ф} = 204\text{--}207 \text{ м}^3/\text{с}$), дает близкое значение квантиля ($Q_p^* = 87,1\text{--}90,0 \text{ м}^3/\text{с}$).

Для анализа соответствия эмпирических кривых модифицированных квантилей стока исходному теоретическому трехпараметрическому гамма-распределению Крицкого–Менкеля использован критерий $n\omega^2$ в виде [6]:

$$n\omega^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (p^* - p_i)^2, \quad (15)$$

где p^* и p_i – эмпирические и теоретические вероятности превышения в долях единицы, соответствующие одинаковым значениям модифицированного стока (в долях \bar{Q}^*).

Наилучшее соответствие устанавливалось на основе метода итераций путем варьирования η^* до получения его значения при минимальной величине критерия. Результаты данного этапа исследований представлены в табл. 3. Из таблицы видно, что минимальные значения критерия $n\omega^2$ во всем диапазоне сценариев и изъятий λ не превышают его критического значения ($n\omega^2 = 0,4614$) при уровне значимости

Таблица 3. Соответствие статистических характеристик эмпирических и теоретических распределений модифицированного стока

| Характеристики | Исходное распределение | Сценарии | | | | |
|-----------------------|------------------------|----------|-------|-------|-------|--|
| Сценарий «константа» | | | | | | |
| λ | 0 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,5 | |
| $n\omega^2$ | 0,081 | 0,102 | 0,178 | 0,144 | 0,202 | |
| η_k^* | 2,34 | 1,83 | 1,74 | 1,41 | 1,41 | |
| Сценарий «прямая» | | | | | | |
| λ | 0 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,5 | |
| $n\omega^2$ | 0,081 | 0,058 | 0,159 | 0,143 | 0,133 | |
| η_k^* | 2,34 | 1,83 | 1,83 | 1,74 | 1,41 | |
| Сценарий «парабола-2» | | | | | | |
| λ | 0 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,5 | |
| $n\omega^2$ | 0,081 | 0,071 | 0,221 | 0,096 | 0,232 | |
| η_k^* | 2,34 | 1,83 | 1,74 | 1,74 | 1,29 | |

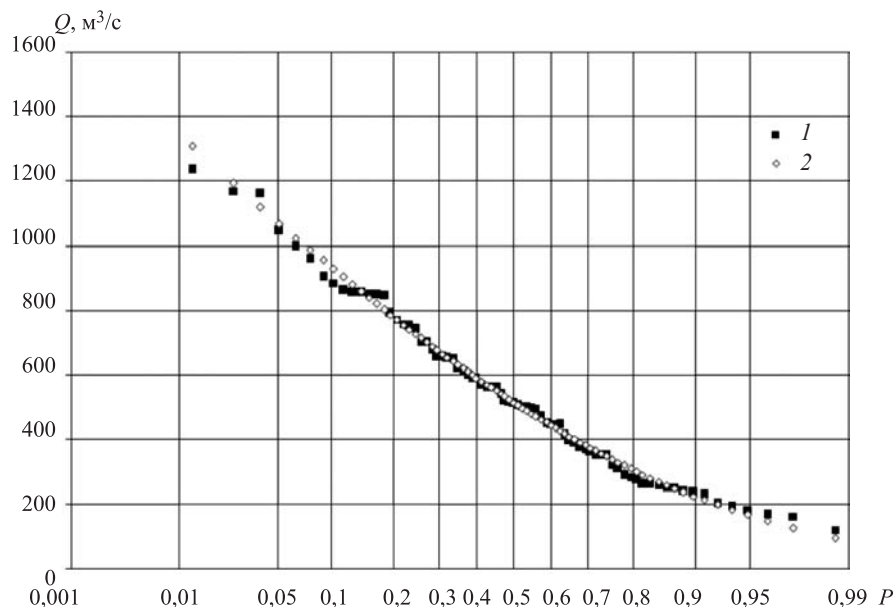


Рис. 3. Соответствие эмпирических и теоретических кривых вероятностей превышения (сценарий «парабола-2», $\lambda = 0,3$):

1 – эмпирические точки, 2 – теоретическая кривая.

$q = 0,05$. По данному признаку соответствие эмпирических распределений исходному теоретическому вполне удовлетворительное. Отмеченный факт отражается и взаимным распределением на графике (см. рис. 3) эмпирических и теоретических точек кривых распределения для $\lambda = 0,3$ в сценарии «парабола-2».

Предлагаемый подход к определению параметров и квантилей стока в условиях нестационарности может быть использован как в научных исследованиях водохозяйственной тематики (в т. ч. и в концепциях регулирования экологических попусков), так и в проектах по использованию и охране поверхностных водных ресурсов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Данилов-Данильян В.И., Пряжинская В.Г. Управление водными ресурсами в условиях климатических изменений // Обоснование стратегий управления водными ресурсами. М.: Научный мир. 2006. Ч. II. С. 97–155.
2. Шикломанов И.А., Георгиевский В.Ю. Влияние климатических изменений на водные ресурсы и водный режим // Всемирная конференция по изучению климата. М.: Россия, 2003. С. 250.

3. Красов В.Д. Трансформация гидрологических параметров под воздействием крупномасштабных изъятий стока // Вестник Воронеж. гос. ун-та. Сер. География. Геоэкология. 2008. № 1. С. 116–120.
4. Красов В.Д. Стратегия управления водными ресурсами в условиях антропогенных изменений речного стока // Вестник Воронеж. гос. ун-та. Сер. География. Геоэкология. 2009. № 1. С. 13–22.
5. Красов В.Д., Лысачев П.С. Применение моделированных последовательностей при оценке антропогенного воздействия на сток рек // Мат-лы 9-й межд. конф. по вопросам информатики. Воронеж. 2009. Т. 1. С. 375–378.
6. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. Л.: Гидрометеиздат, 1974. 424 с.

Сведения об авторе:

Красов Вячеслав Дмитриевич, к. т. н., доцент, заведующий кафедрой природопользования, факультет географии, геоэкологии и туризма, Воронежский государственный университет, 394068, г. Воронеж, ул. Хользунова 40; e-mail: v_d_krasov@mail.ru