

К ВОПРОСУ О КОЛИЧЕСТВЕННОЙ ОЦЕНКЕ КАЧЕСТВА
ВОДНЫХ РЕСУРСОВ

Основными показателями качества водных ресурсов естественных водотоков являются: режимные характеристики водотоков; условия использования водных ресурсов (физико-географические, экономические и др.).

В работе рассматриваются качества водных ресурсов в их режимном аспекте. Таковыми являются зарегулированность стока в году и изменчивость его характеристик в многолетнем разрезе.

Возможность оценки выравниваемости стока в году является весьма важной для решения задач по использованию водных ресурсов при их естественном режиме, а также для водохозяйственных расчетов по регулированию стока. Особенно это имеет значение для сравнительной оценки качества водных ресурсов отдельных объектов.

Показатель, характеризующий ежегодные колебания естественной зарегулированности стока, может служить и критерием при типизации внутригодового режима маловодных, многоводных и средних по водности лет для водохозяйственного проектирования.

Показатели зарегулированности стока могут рассматриваться в границах годового цикла и в многолетней перспективе для суммарных величин стока (годового, сезонного и др.).

В большинстве физико-географические факторы, способствующие зарегулированности стока внутри года, влияют в том же направлении на характер колебаний суммарных величин стока из года в год.

При оценке зарегулированности годовых величин стока обычно за основу берут отношение стандарта к среднему арифметическому, т.е. коэффициент вариации.

Для оценки зарегулированности стока внутри года имеются предложения С.И.Рыбкина (1935), П.М.Дмитриевского (1940), Д.Л.Соколовского (1946), В.Л.Шульца (1949), Б.А.Аполлова (1952), Е.Мошони (1956), Л.Д.Лаврентьевой (1959), С.Н.Калачева (1960), Л.Н.Вознесенского и В.А.Баранова (1967), В.Д.Быкова, А.Н.Важнова, И.С.Федоровой (1970), И.М.Лившица (1970) [1 - 4, 15].

Для некоторых из предложенных оценок приведены обобщения закономерностей их территориального распределения, а также разработаны косвенные методы их определения при отсутствии непосредственных наблюдений (общие и для отдельных физико-географических районов). К ним относятся методы, предложенные В.Г.Андреяновым (1953), Ю.П.Бурнейкисом и Б.В. Гайлюшисом (1965), В.Н.Плужниковым и Л.В.Добролюбовой (1966), Л.Н.Вознесенским и В.А.Барановым (1967), В.Д. Быковым, А.Н.Важновым и И.С.Федоровой (1970), В.И.Бабкиным (1970), Б.М.Гончаронком (1970), И.М.Лившицем (1970,1972) [1-4, 7].

Особо следует отметить работу Д.И.Кочерина по классификации "урегулированности" режима рек СССР [8].

Следует указать, что косвенные методы оценки зарегулированности стока для неисследованных рек в данной работе не рассматриваются.

Имеющиеся предложения по численной оценке внутригодовой зарегулированности стока на основании стоковых данных можно разделить на две группы.

Первая группа базируется на соотношениях характерных ординат годового гидрографа или средней кривой обеспеченности суточных расходов ($\frac{\bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{\text{год}}}$, $\frac{\bar{Q}_{\text{мак}}}{\bar{Q}_{\text{год}}}$, $\frac{\bar{Q}_{\text{мак}}}{\bar{Q}_{\text{мин}}}$ и др.). К пер-

вой группе можно также отнести показатели, предложенные Д.Л. Лаврентьевой [2]:

$$\frac{\bar{Q}_{\text{год}} - \bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{\text{год}}} = 1 - \frac{\bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{\text{год}}}, \quad (1)$$

$$\frac{365 - t}{365} = 1 - P(Q), \quad (2)$$

так как t - продолжительность избытка стока над средним (обеспеченность). Связь этих показателей с другими показана в табл. 1.

Вторая группа базируется на соотношении между отдельными частями площади гидрографа или кривой обеспеченности суточных расходов. В практике оценок гидроресурсов наибольшее распространение получила вторая группа, а именно характеристики $\bar{\varphi}_{\epsilon}$ и \bar{C}_r .

Таблица 1. Коэффициенты корреляции между характеристиками естественной зарегулированности стока

Характеристика естественной зарегулированности	$\frac{\bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{\text{год}}}$	$\frac{\bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{\text{макс}}}$	$\frac{\bar{Q}_{\text{мин}}}{\bar{Q}_{50}}$	$\frac{\bar{Q}_{0,84}}{\bar{Q}_{0,16}}$	$\frac{\bar{Q}_{0,75}}{\bar{Q}_{0,25}}$	$\frac{\bar{Q}_{\text{год}}}{\bar{Q}_{\text{макс}}}$	$\frac{Q_{\text{год}} - Q_{\text{мин}}}{Q_{\text{макс}} - Q_{\text{мин}}}$	$\frac{\bar{Q}_{0,5}}{\bar{Q}_{\text{макс}}}$	$\frac{\bar{Q}_{\text{мод}}}{\bar{Q}_{\text{год}}}$	P(Q)
	$\bar{\varphi}_{\varepsilon}$	0,90	0,79	0,71	0,72	0,72	0,56	0,46	0,72	
$\frac{\bar{Q}_{0,5}}{\bar{Q}_{\text{год}}} = \bar{K}_{0,5}$	0,92	0,66	0,70	0,74	0,67	0,59	0,45	0,75	0,52	0,90

Примечание. Обозначение $P(\bar{Q})$ выражает обеспеченность среднегодового расхода, $\bar{Q}_{\text{мод}}$ - расход, обладающий наибольшей частотой (модальный).

Характеристика $\bar{\varphi}_{\varepsilon}$ (коэффициент естественной зарегулированности стока) — это отношение площади гидрографа, расположенной ниже среднего расхода к общей его площади. Более удобно определять $\bar{\varphi}_{\varepsilon}$ из кривой обеспеченности суточных расходов воды

$$\bar{\varphi}_{\varepsilon} = \int_0^{1,0} P dk \quad (3)$$

По мере увеличения равномерности распределения стока в году $\bar{\varphi}_{\varepsilon}$ увеличивается и стремится к единице. Необходимо отметить, что значение $\bar{\varphi}_{\varepsilon}$ практически не превосходит величины 0,90. Для рек с высокой естественной зарегулированностью (например, Свирь у п. Богачево, Нева у п. Петрокрепость) $\bar{\varphi}_{\varepsilon} = 0,90$.

Для характеристики тех же свойств гидрографа или кривой обеспеченности суточных расходов часто применяют так называемый коэффициент внутригодовой неравномерности

$$\bar{d} = 1 - \bar{\varphi}_{\varepsilon} \quad (4)$$

По данным Н.С.Калачева [2], коэффициент \bar{d} был рекомендован группой экспертов ООН по изучению водноэнергетических ресурсов Европы для всеобщего применения.

Вполне понятно, что характеристики внутригодовой зарегулированности, полученные на основе кривой обеспеченности суточных расходов, не являются исчерпывающими, так как не отражают существующие волны в календарном ходе стока. В связи с этим при различных типах режима календарного распределения стока мы можем получить одинаковые характеристики

статистического распределения. Например, р. Сочи у п. Пластинки (режим паводочный) при $F = 238 \text{ км}^2$ и р. Умба у п. Порог Паялка при $F = 6570 \text{ км}^2$ и озерности 14% имеют одинаковые значения $\bar{\varphi}_{\xi} = 0,72$. Это подтверждается данными Д.Л.Соколовского [9] по величине $\bar{\varphi}_{\xi}$ для 13 выделенных им зон СССР на основе типов режима рек по характеру кривых обеспеченности суточных расходов.

Высказанные замечания сохраняются и для ряда характеристик первой группы.

Таким образом, все характеристики естественной зарегулированности стока, полученные без учета хронологической последовательности расходов, в первую очередь могут применяться при сравнительном анализе режима рек, относящихся к одному и тому же типу внутригодового режима стока. В пределах каждого физико-географического района со свойственным ему типом (моделью) календарного распределения значение φ_{ξ} изменяется в зависимости от озерности, величины водосборной площади, заболоченности, лесистости и других природных факторов. Например, для р. Томи у п. Рубежи (бассейн р. Невы, $F = 1209 \text{ км}^2$, озерность 1%) φ_{ξ} равно 0,50, а для р. Невы у п. Петрокрепость ($F = 276\,000 \text{ км}^2$, озерность 17%) φ_{ξ} равно 0,90.

Подобные сопоставления можно сделать и для других физико-географических районов.

Характеристика C_r , предложенная П.М.Дмитриевским, представляет собой отношение полезного объема воображаемого водохранилища, необходимого для выравнивания годового стока, к объему среднего годового стока и названа коэффициентом неравномерности стока [4].

При одновершинном гидрографе $\bar{\varphi}_{\xi} = 1 - C_r$. При наличии нескольких вершин $\bar{\varphi}_{\xi} < (1 - C_r)$ в связи с учетом возможного восстановления объема водохранилища за счет регулярных избытков стока над средним. Это неравенство является существенным для некоторых горных рек и рек муссонного режима [3,4].

В большинстве коэффициент C_r не вносит существенных изменений в оценку внутригодовой зарегулированности стока по сравнению с коэффициентом $\bar{\varphi}_{\xi}$.

Проведенное нами исследование для 23 рек, протекающих в разных физико-географических зонах СССР, при площадях водосбора от 757000 до 445 км² показало, что отношение $\eta =$

$$= \frac{1 - C_r}{\bar{\varphi}_{\xi}}$$
 колеблется от 1,0 до 1,12. При этом для 22 гидро-

логических створов η не превосходит 1,08, а для 17 створов — 1,05.

Следует отметить, что при расчете объема воображаемого водохранилища годично-сезонного регулирования стока по гидрографам среднемесячных расходов (как это обычно проводится на практике) доля относительного объема стока на восстановление существенно уменьшается, приближаясь к нулю. Например, при подсчете φ_{ξ} для Колхидского района Причерноморской паводочной области, где число паводков в году достигает 20 и более (при длительности 6—8 дней), гидрограф среднемесячных расходов становится практически одномодальным.

Ко второй группе оценок зарегулированности стока в году можно также отнести показатели, выражающие отношения между объемами стока различных сезонов годового периода [1,10]. Так, в работе [1] в качестве параметров внутригодовой неравномерности стока рек Кавказа, исходя из генетических признаков, приняты два параметра:

$$\alpha = \frac{Q_{IY} - Q_{UI}}{Q_{VII} - Q_{IX}}, \quad (5)$$

$$\beta = \frac{Q_{IY} - Q_{IX}}{Q_X - Q_{III}}. \quad (6)$$

Годовой гидрограф расчленен на теплый (IY — IX) и холодный (X — III) календарные сезоны, а теплый сезон — на два периода (IY — UI и VII — IX), различающиеся по генезису и водности. Достоинством этих оценок является то, что они базируются на фрагментах календарной последовательности элементов стока, хотя и не дают исчерпывающей информации для водохозяйственных расчетов по регулированию стока водохранилищами.

Здесь же можно отнести и предложения С.Н. Калачева [2] по трансформации гидрографа в кривую распределения. Параметры этой кривой являются показателями неравномерности распределения стока во времени и по величине. Предложенный метод по статистической обработке совокупности расходов за годовой период заслуживает внимания, но требует разработки на многолетних материалах по рекам с различными типами режима.

На основе изложенного можно прийти к заключению, что коэффициент φ_{ξ} является рациональным, приближенным показателем

телем внутригодовой зарегулированности стока в пределах каждого однородного гидрологического режима с определенно выработанной моделью режима стока.

Анализ существующих способов. Между характеристиками равномерности внутригодового распределения стока первой и второй групп существует определенная связь, выражаемая существенными значениями коэффициентов корреляции.

Для 126 гидрологических пунктов Полесья и смежных территорий исследована связь между $\bar{\varphi}_\xi$ и характеристиками первой группы, рекомендованными в литературе [7]. Величины коэффициентов корреляции сведены в табл. 1.

Следует отметить, что характерные ординаты приняты по "средним" кривым обеспеченности суточных расходов. При этом взяты отношения низких величин стока к высоким, что более наглядно характеризует внутригодовую зарегулированность. Коррелятивная связь между $\bar{\varphi}_\xi$ и приведенными характеристиками первой группы везде статистически существенна. Выделяются весьма высокими коэффициентами корреляции с $\bar{\varphi}_\xi$ две характеристики, а именно. $\bar{Q}_{\min} / \bar{Q}_{\text{год}}$ и $P(Q)$. Это вполне понятно, так как исследованные связи относятся к рекам с преобладающим в году низким режимом (по Д. И. Кочерину) и значительной положительной асимметрией.

Следует отметить, что между показателями внутригодовой зарегулированности стока и коэффициентами вариации годового стока существует значащая отрицательная связь, так как они в основном зависят от одних и тех же факторов стока (площади водосбора, озерности, территориального расположения водосбора и др.).

Для Белоруссии и Верхнего Поднепровья $r_{(\bar{\varphi}_\xi, C_v)} = -0,60$ при числе членов $N = 119$.

Не отрицая положительных свойств коэффициента естественной зарегулированности стока $\bar{\varphi}_\xi$ мы считаем рациональным заменить его показателем $\bar{K}_{0,5} = \frac{\bar{Q}_{0,5}}{\bar{Q}_{\text{год}}}$. Этот показатель

легко определить по материалам ГУТМС как для среднего многолетнего периода, так и для годового (ресурсы поверхностных вод СССР, гидрологические ежегодники). Следовательно, значительно облегчается установление не только значения $\bar{K}_{0,5}$

по $\bar{Q}_{0,5}$ и $\bar{Q}_{\text{год}}$ ($\frac{\sum_{i=1}^n Q_{0,5i}}{n}$; $\frac{\sum_{i=1}^n Q_{\text{год}}}{n}$), но и параметров

распределения для ежегодных значений $k_{0,5} = \frac{Q_{0,5}}{Q_{\text{год}}}$, а именно $C_{V_{k_{0,5}}}$ и $C_{S_{k_{0,5}}}$.

Для рек Белоруссии и смежных территорий [3,7,11] коэффициент корреляции между среднегодовыми значениями $\bar{k}_{0,5}$ и $\bar{\varphi}_{\xi}$ получен равным 0,99, и уравнение регрессии

$$\bar{\varphi}_{\xi} = 0,65 \bar{k}_{0,5} + 0,24, \quad (7)$$

$$\bar{k}_{0,5} = 1,54 \bar{\varphi}_{\xi} + 0,37. \quad (8)$$

Такая же связь между $\bar{k}_{0,5}$ и $\bar{\varphi}_{\xi}$ получена для рек Литовской ССР, Западной Сибири, Центрального Казахстана, Грузии, Словакии [7, 11] с параметрами уравнений, весьма близкими к параметрам уравнений (7) и (8).

Для ежегодных значений $k_{0,5}$ и φ_{ξ} вычисленные парные коэффициенты корреляции по 39 гидрологическим пунктам Полясья и смежных территорий оказались в пределах 0,79 – 0,99, в том числе по 25 пунктам — свыше 0,90.

Подобные результаты получены и Б.М. Гончаронком [6] при исследовании связи между годовыми значениями $k_{0,5}$ и d для 14 рек бассейнов Западной Двины, Немана и Днепра.

Большая теснота связи между $k_{0,5}$ и φ_{ξ} вполне понятна, так как при устойчивой модели (асимметричной) кривой обеспеченности суточных расходов тенденция сближения $\bar{Q}_{0,5}$ и $\bar{Q}_{\text{год}}$ выражает степень выравнивания стока внутри года, а следовательно, и величину φ_{ξ} . Отметим, что коэффициенты корреляции между $\bar{\varphi}_{\xi}$ и характеристиками зарегулированности стока первой группы почти совпадают с коэффициентами корреляции между $K_{0,5}$ и теми же характеристиками первой группы (табл.1).

Исследование "средних" кривых обеспеченности суточных расходов воды рек разных физико-географических районов показало, что, несмотря на различие режимов календарного распределения стока, статистическое распределение их имеет вполне устойчивую модель. При этом $\bar{Q}_{\text{год}} > \bar{Q}_{\text{мед}} > \bar{Q}_{\text{мод}}$ и частота повторения для интервалов низких расходов значительно больше, чем для высоких. Отклонения же высоких от среднего существенно больше отклонений низких расходов от среднего.

Таким образом, несмотря на генетическую разнородность суточных расходов воды, входящих в состав годового гидрографа, мы имеем некоторую аналогию с распределением случайных

величин по типу положительной асимметрии. Выравненность стока в году можно характеризовать не только отношением медианы (средней положения) к средней арифметической (аналитической средней), но и соотношением других видов "средних", в частности отношением средней геометрической \bar{Q}_h и средней гармонической \bar{Q} к средней арифметической \bar{Q}_g [7].

Нами исследована связь величин $\bar{\alpha}$ и $\bar{\beta}$ с $\bar{k}_{0,5}$ и \bar{r}_ξ , где

$$\bar{\alpha} = \frac{\bar{Q}_g}{\bar{Q}_a} = \frac{12 \sqrt{Q_I Q_{II} Q_{III} \dots Q_{XII}}}{\bar{Q}_a}, \quad (9)$$

$$\bar{\beta} = \frac{\bar{Q}_h}{\bar{Q}_a} = \frac{12}{\bar{Q}_a \left(\frac{1}{Q_I} + \frac{1}{Q_{II}} + \frac{1}{Q_{III}} + \dots + \frac{1}{Q_{XII}} \right)}. \quad (10)$$

Здесь $Q_I, Q_{II}, \dots, Q_{XII}$ — среднемесячные расходы; \bar{Q}_a — их средняя арифметическая (среднегодовой расход).

Из условия мажорантности средних [14] имеем

$$\bar{Q}_a > \bar{Q}_g > \bar{Q}_h \quad (11)$$

или

$$1 > \bar{\alpha} > \bar{\beta} \quad (11')$$

и только при полной выравненности расходов в году $1 = \bar{\alpha} = \bar{\beta}$.

Таким образом, для рек с непрерывным стоком значения $\bar{\alpha}$ и $\bar{\beta}$ всегда меньше единицы и убывают по мере увеличения неравномерности (по аналогии с \bar{r}_ξ и $\bar{k}_{0,5}$).

При перемежающемся стоке $\bar{\alpha}$ и $\bar{\beta}$ равны нулю ($\bar{Q}_g = \bar{Q}_h = 0$). Следует отметить, что показатели $\bar{\alpha}$ и $\bar{\beta}$ включают больший объем информации, чем $\bar{k}_{0,5}$ и \bar{r}_ξ , так как здесь могут быть использованы расходы в пределах всей годовой амплитуды их. Однако, как и предыдущие показатели, они не отражают последовательность чередования расходов в году.

Для 31 гидрологического пункта Полесья были исследованы связи между значениями $\bar{\alpha}$, $\bar{\beta}$, $\bar{k}_{0,5}$ и \bar{r}_ξ и получены следующие коэффициенты корреляции:

$$r(\bar{\alpha}, \bar{k}_{0,5}) = 0,89; \quad r(\bar{\beta}, \bar{k}_{0,5}) = 0,92;$$

$$r(\bar{\alpha}, \bar{r}_\xi) = 0,90; \quad r(\bar{\beta}, \bar{r}_\xi) = 0,92.$$

Вычисления производились для типового календарного распределения среднемесячных расходов в годы с нормальной водностью [2].

Практический интерес представляет и то, что для ежегодных значений α , β , $k_{0,5}$, φ_{ξ} существует также довольно тесная связь. Это проверено на материалах по некоторым рекам Белоруссии и других территорий.

Сопоставляя трудоемкость вычисления показателей внутригодовой зарегулированности, особенно на базе суточного гидрографа, можно прийти к выводу, что наиболее выгодной оценкой является коэффициент внутригодовой равномерности $k_{0,5} = \frac{Q_{0,5}}{Q_{\text{год}}}$ как для осредненного режима, так и для отдельных лет.

Необходимо остановиться на некоторых свойствах показателя $k_{0,5}$, важных для дальнейшего использования его в гидрологических и водохозяйственных расчетах. Исследование на материале ряда рек СССР показало возможность применения биномиальных кривых распределения для установления вероятных колебаний $k_{0,5}$.

При этом мы встречаемся здесь с задачей обобщения вариации двоякоограниченных распределений, так как практически величины $k_{0,5}$ имеют пределы, близкие к нулю и единице. В соответствии с методом С.Н.Крицкого и М.Ф.Менкеля [13] параметры σ и \bar{x} заменяются параметрами вспомогательной кривой, приводящей к возможности применения гамма-распределения с коэффициентом асимметрии C_S , функционально связанным с коэффициентом вариации C_V соотношением $C_S = 2C_V$.

Для территории Полесья и смежных районов вычислены параметры распределения $k_{0,5}$ и разработаны косвенные методы их расчета. Для других районов СССР вопросы исследования вариации $k_{0,5}$ являются предметом дальнейших исследований [7]. Следует отметить, что двоякоограниченными являются также распределения φ_{ξ} , α , β , но обобщения их связаны с громоздкими вычислениями.

Связь между $k_{0,5}$ и φ_{ξ} для разных районов СССР. Накопившиеся данные о рациональности применения характеристика

тики $k_{0,5} = \frac{Q_{0,5}}{Q_{\text{год}}}$ как показателя внутригодовой равномерности стока побудили авторов исследовать связь его с φ_{ξ} в масштабе территории СССР. В дальнейшем этот показатель будем называть показателем внутригодовой равномерности стока.

Для анализа связи между характеристиками $k_{0,5}$ и φ_{ξ} были использованы материалы всех опубликованных к 1974 г. спра-

Таблица 2. Коэффициенты корреляции, параметры формул и отношение значений \bar{Y}_ξ = $f(\bar{K}_{0,5})$, вычисленных по районным формулам и по формуле (12)

№ п/п	Район	Число пунктов	$\rho_{K_{0,5} \psi_\xi}$	Параметры уравнения		Отношение районных значений \bar{Y}_ξ к $\bar{Y}_{\xi=0}$ при $\bar{K}_{0,5}$ равном				
				a	b	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1.	Кольский полуостров	63	0,92	0,72	0,14	0,65	0,76	0,89	0,95	0,99
2.	Карелия	91	0,96	0,58	0,28	1,02	1,01	1,00	0,99	0,99
3.	Северо-Запад	145	0,99	0,60	0,28	1,03	1,02	1,02	1,01	1,01
4.	Северный край	156	0,98	0,62	0,28	1,02	1,02	1,05	1,03	1,04
5.	Эст. ССР	86	0,96	0,64	0,26	0,97	0,99	1,02	1,03	1,04
6.	Латв. ССР	62	0,93	0,59	0,27	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
7.	Лит. ССР и Калининградская обл.	68	0,98	0,68	0,24	0,94	0,98	1,04	1,05	1,06
8.	Белоруссия и Верхн. Поднепровье	126	0,99	0,65	0,24	0,94	0,98	1,02	1,01	1,00
9.	Зап. Украина и Молдавия	104	0,98	0,64	0,26	0,99	1,00	1,05	1,04	1,05
10.	Сред. и Нижнее Поднепровье	121	0,97	0,72	0,23	0,91	0,98	1,07	1,00	1,10
11.	Бассейн Сев. Донца	27	0,97	0,67	0,23	0,91	0,94	1,02	1,03	1,04
12.	Донской район	78	0,99	0,77	0,18	0,79	0,88	1,02	1,08	1,09
13.	Крым	40	0,93	0,52	0,29	1,03	1,00	1,00	1,00	0,95
14.	Сев. Кавказ	149	0,96	0,77	0,18	0,79	0,88	1,02	1,08	1,09
15.	Зап. Закавказье	269	0,91	0,63	0,27	1,00	1,00	1,05	1,03	1,04
16.	Дагестан	38	0,89	0,63	0,24	0,91	0,95	1,00	1,00	1,01
17.	Вост. Закавказье	42	0,96	0,79	0,15	0,70	0,83	1,98	1,04	1,07
18.	Верхне-Волжский район	198	0,97	0,75	0,20	0,85	0,93	1,02	1,08	1,10
19.	Бассейн р.Тобол	96	0,98	0,64	0,23	0,88	0,93	1,00	1,00	1,00
20.	Бассейн р.Кама	174	0,96	0,50	0,30	1,06	1,01	1,00	0,95	0,94
21.	Бассейн р.Волги ниже г.Чебоксары	73	0,89	0,69	0,18	0,75	0,85	0,94	0,98	1,00
22.	Урало-Эмбинский район	35	0,93	1,02	0,12	0,67	0,89	1,14	1,24	1,30
23.	Бассейн озера Балхаш	94	0,96	0,44	0,44	1,39	1,34	1,18	1,06	1,02
24.	Бассейн р.Амударья	83	0,96	0,54	0,35	1,18	1,13	1,15	1,06	1,05
25.	Бассейн р.Иссык - Куль и р. Чу	78	0,85	0,49	0,38	1,31	1,19	1,13	1,03	1,02
26.	Бассейн р.Сырдарья	83	0,91	0,44	0,40	1,33	1,20	1,13	1,02	1,00
27.	Горный Алтай и Верхний Иртыш	68	0,99	0,57	0,28	1,03	1,00	1,02	1,00	0,99
28.	Средняя Обь	133	0,98	0,61	0,24	0,91	1,00	0,98	0,99	0,99
29.	Енисей	66	0,89	0,45	0,29	1,00	0,95	0,93	0,90	0,86
30.	Ангаро-Енисейский район	82	0,89	0,41	0,36	1,21	1,10	1,02	0,94	0,90
31.	Лено-Индигирский район	228	0,91	0,58	0,28	1,02	1,01	1,04	1,00	1,00
32.	Верхн. и Средн. Амур	77	0,94	0,54	0,26	1,00	0,96	0,94	0,89	0,86
33.	Приморье	111	0,94	0,41	0,32	1,09	1,00	0,96	0,89	0,86
34.	Северо-Восток	60	0,77	0,45	0,35	1,18	1,11	1,04	1,00	0,94

вочников "Ресурсы поверхностных вод СССР" (таблицы ординат средней кривой продолжительности суточных расходов воды) . Всего использовано 19 томов и 32 выпуска, при общем количестве гидрологических пунктов, равном 3182.

Исследование связи между $k_{0,5}$ и $\bar{\varphi}_{\xi}$ проводилось для отдельных физико-географических районов, в большинстве привязанных к крупным речным бассейнам. Исследование для каждого выпуска осуществлялось двумя этапами. Вначале устанавливалась теснота связи между $k_{0,5}$ и $\bar{\varphi}_{\xi}$, а затем уравнение связи. Теснота связи определялась по коэффициенту корреляции рангов ρ (Спирмена), не требующем трудоемких вычислений. Коэффициенты корреляции для 34 рядов получены в пределах 0,77 - 0,99. При этом для 31 парного ряда $\rho \geq 0,089$.

Параметры уравнений связи $y = ax + b$ вычислены способом наименьших квадратов. Правомерность применения прямой зависимости подтверждена предварительным графическим анализом. Значения a , b и ρ приведены в табл.2.

Так как для преобладающего большинства парных рядов параметры уравнений получились близкими, то нами было сделано предположение о возможности нахождения общего уравнения $\bar{\varphi}_{\xi - 0} = f(k_{0,5})$ для всех пунктов исследуемых районов. Способом корреляционной решетки [14] объединены 3182 парные строки и для них вычислены коэффициент корреляции моментов произведений и уравнение регрессии. В результате получена зависимость

$$\bar{\varphi}_{\xi - 0} = 0,59 \bar{k}_{0,5} + 0,27 \quad (12)$$

при

$$\rho = 0,93.$$

Возможность применения общей зависимости (12) вместо локальных проверена следующим способом. Для некоторых значений $\bar{k}_{0,5}$ вычислены величины $\bar{\varphi}_{\xi}$ как по формулам для отдельных районов, так и по общей формуле (12) и взяты их отношения (табл. 2). Аргументами послужили значения $k_{0,5}$, равные 0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90 (в пределах практически встречающейся амплитуды $k_{0,5}$).

Как видно из табл. 2, отношения $\bar{\varphi}_{\xi}$, вычисленные по районным формулам, к $\bar{\varphi}_{\xi - 0}$, определенным по формуле (12), в основном близки к единице.

Выделяются районы оз. Балхаш, Сыр-Дарьи, Урало-Эмбинский. Тут для ряда использованных гидрологических пунктов на

характеристики естественной зарегулированности стока сказались: изъятие вод для целей орошения, невысокая точность гидрометрии, короткие периоды наблюдений.

Таким образом, вопрос о равноценности осредненных показателей внутригодовой зарегулированности стока $\bar{k}_{0,5}$ и \bar{r}_{ξ} убедительно доказан на значительном материале по рекам СССР.

Дальнейшей задачей является вычисление стандартов $\sigma_{k_{0,5}}$ для рек СССР и установление связи между параметрами кривых распределения вероятностей и физико-географическими факторами исследуемой территории.

На основании приведенных данных можно прийти к следующим выводам: для естественных водотоков отдельных физико-географических районов обнаруживается весьма тесная связь между показателем внутригодовой равномерности стока $k_{0,5}$ и коэффициентом естественной зарегулированности r_{ξ} . Тесная связь обнаруживается не только для многолетних показателей, но сохраняется и для отдельных годовых циклов;

общее уравнение связи $r_{\xi, -0} = f(k_{0,5})$, вычисленное для территории СССР, дает достаточно близкие результаты к частным уравнениям для отдельных районов;

установление величины $k_{0,5}$ на основе данных, публикуемых Гидрометеослужбой СССР, отличается простотой и нетрудоёмкостью, что является весьма важным при определении вероятных колебаний этого показателя в многолетней перспективе.

Резюме

Предлагается показатель внутригодовой размерности стока $k_{0,5}$, являющийся отношением медианного в году расхода к среднеарифметическому.

Показатель $k_{0,5}$ обнаруживает весьма тесную связь с показателем естественной зарегулированности стока $r_{\xi} = \int_0^1 pdk$. Определение нормы $k_{0,5}$ и параметров кривых вероятностей отличается сравнительной простотой и малой трудоёмкостью.

Л и т е р а т у р а

1. Быков В.Д., Важнов А.Н., Федорова И.С. Исследование закономерностей внутригодового распределения стока на примере рек Кавказа. - В кн.: Исследования и расчеты речного стока. М., 1970.
2. Калачев Н.С. Системы характеристик внутригодовой неравномерности стока рек. - В сб.: Проблемы гидроэнергетики и водного хозяйства. Вып. 1. Алма-Ата, 1963.
3. Лившиц И.М. Об оценке внутригодовой естественной заре-

гулированности стока в условиях Белоруссии. — В сб.: IV юбилейная республиканская конференция по вопросам метеорологии, гидрологии, агромикрোকлиматологии. Вильнюс, 1970. 4. Энергетические ресурсы СССР. Гидроэнергетические ресурсы. М., 1967. 5. Андреев В.Г. Внутригодовое распределение речного стока. Л., 1960. 6. Гончаров Б.М. Характеристики внутригодовой неравномерности стока рек Белоруссии. — В сб.: Водное хозяйство Белоруссии. Вып. 1. Минск, 1971. 7. Лившиц И.М. Внутригодовая естественная зарегулированность стока рек Полесской низменности. — В кн.: Международный симпозиум по гидрологии заболоченных территорий. Т.2. Минск, 1973. 8. Кочерин Д.И. Обеспеченность расходов в году и ее характеристика по реальным данным для рек СССР. — В сб.: Вопросы инженерной гидрологии. М. — Л., 1932. 9. Соколовский Д.Л. Речной сток. М., 1968. 10. Шульц В.Л. Реки Средней Азии. М., 1949. 11. Лившиц И.М. Расчет кривых суммарного стока. В сб.: Водное хозяйство Белоруссии. Вып. 1. Минск, 1971. 12. Лившиц И.М. Сезонное и месячное распределение стока на территории Полесья. — "Труды института мелиорации, водного хозяйства АН БССР", 1955, т. 6. 13. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. О двоякоограниченной кривой распределения вероятностей и применения ее к гидрологическим расчетам. — В сб.: Проблемы регулирования речного стока. Вып. 6. М., 1965. 14. Романовский В.И. Математическая статистика. М. — Л., 1938. 15. Mosonyi E. Wassekraftwerke. Band 1 (niederdruckanlagen), Budapest, 1956.

УДК 551 48

Н.П. Артемьева, И.М. Лившиц

ПОСТРОЕНИЕ ОБОБЩЕННЫХ МОДЕЛЕЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ МИНИМАЛЬНОГО СТОКА РЕК ПОЛЕСЬЯ

Точность оценок параметров кривых распределения вероятностей, полученных на основании имеющихся рядов наблюдений, невелика. Значения нормы и стандартного отклонения могут быть вычислены с удовлетворительной для практики точностью. Коэффициент же асимметрии, рассчитанный по ряду наблюдений, весьма ориентировочно отражает характер распределения при низких значениях вариации ряда, а при высоких