

УДК 556.048:556.555.3

ОСОБЕННОСТИ ВРЕМЕННОЙ ИЗМЕНЧИВОСТИ ПРИТОКА К ОЗЕРУ БАЙКАЛ И ВОДОХРАНИЛИЩАМ АНГАРСКОГО КАСКАДА ГЭС*

© 2018 г. М.В. Болгов, Е.А. Коробкина, И.А. Филиппова

ФГБУН «Институт водных проблем РАН», Москва, Россия

Ключевые слова: оз. Байкал, р. Ангара, водохранилище, приток воды, многолетние колебания, маловодье, сезонные колебания, оценка параметров, стохастические модели, водопользование.



М.В. Болгов



Е.А. Коробкина



И.А. Филиппова

На основе продолжительных рядов наблюдений за притоком воды к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС изучены основные свойства многолетних и сезонных колебаний стока. Получены

статистические характеристики (параметры распределений) сезонных и годовых значений притока. Анализ последовательности годовых значений притока к оз. Байкал позволил сделать вывод о нарушении однородности многолетних колебаний. Показано, что пространственная изменчивость величин притока в рассматриваемом регионе велика, что определяется различиями в условиях формирования гидрологического режима и выражается в виде матрицы парных корреляций, характеризуемой небольшими значениями.

На примере притока к оз. Байкал оценены параметры сезонного хода для двух однородных периодов, обеспечивающие возможность стохастического моделирования притока с интервалом дискретности один месяц. Для периодов года с отрицательными значениями притока рекомендовано применение распределения Пирсона IV типа. Полученные результаты предназначены для решения задачи оптимального управления Ангарским каскадом водохранилищ.

* Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ № 17-29-05108

Речной приток является основным лимитирующим фактором при оценке надежности водопотребления и энергообеспечения региона. Моделирование искусственных рядов притока к водохранилищу на основе стохастических моделей стока, воспроизводящих региональные особенности формирования затяжных маловодий в бассейне, является необходимым важнейшим этапом научного обоснования задач оптимального водопользования. Результаты исследований, представленные в данной статье, представляют первый этап стохастического моделирования искусственных рядов притока к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС, на основе которых будет строиться методика оптимального управления водными ресурсами региона. Стохастическая модель должна адекватно воспроизводить природные закономерности моделируемых процессов, выраженные в виде статистических оценок параметров наблюдаемых последовательностей стока.

В статье на основе статистического анализа уточненных данных о среднемесячных величинах боковой приточности к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС – Иркутскому (оз. Байкал), Братскому, Усть-Илимскому и Богучанскому, – дана оценка маловодных периодов, обсуждены особенности годовой и сезонной изменчивости притока к ним. Предложена стохастическая модель для описания многолетних и сезонных колебаний притока к оз. Байкал.

ОСОБЕННОСТИ ФОРМИРОВАНИЯ СТОКА В БАССЕЙНЕ РЕКИ АНГАРЫ

Условия формирования стока в рассматриваемом регионе чрезвычайно разнообразны и специфичны для отдельных частных водосборов.

Водосборная площадь оз. Байкал составляет 588 092 км². Бассейн озера имеет хорошо развитую гидрографическую сеть. Для большей части бассейна коэффициент густоты речной сети составляет 0,6–0,8 км/км². Согласно классификации П.С. Кузина, реки бассейна оз. Байкал относятся к типу рек с половодьем и паводками. Для рек изучаемого региона характерны наличие продолжительной зимней межени и относительно невысокое весеннее или весенне-летнее половодье (за исключением Верхней Ангары, где весеннее половодье составляет основную фазу водного режима). В течение летне-осеннего периода наблюдаются серии дождевых паводков, поэтому основная часть стока рек проходит в теплую часть года с мая по сентябрь. Весеннее (весенне-летнее) половодье обычно идет одной волной, более четко выраженной в северных районах, однако вследствие неравномерности процесса снеготаяния, а также в результате выпадения жидких осадков гидрограф половодья нередко приобретает гребенчатый вид [1]. Неравномерное распределение стока внутри года определяется климатическими условиями региона и наличием многолетнемерзлых пород, снижающих возможности естественного регулирования (перераспределения) стока.

Районы повышенного стока в бассейне оз. Байкал во все фазы водности приурочены преимущественно к горным системам и хребтам. В проведенных ранее исследованиях выделяются три основных района, отличающиеся формированием частых и высоких наводнений – это Байкальский хребет на северо-восточной оконечности озера; Баргузинский хребет, расположенный в восточной части водосбора, и хребет Хамар-Дабан, охватывающий юго-западное побережье Байкала. Значительные паводки наблюдаются на юге, в горных районах водосбора р. Селенги. Минимальные величины талого стока отмечаются в центральной части бассейна Селенги и районах Приольхонья [2].

Приток к Братскому, Усть-Илимскому и Богучанскому водохранилищам обусловлен стоком наиболее крупных притоков – рек Иркут, Китой, Белая, Ока, Ия, Илим. Большинство притоков – левобережные, берут начало на склонах Восточного Саяна. С Лено-Ангарского плато стекает единственный крупный правобережный приток Илим. Реки Иркут, Белая, Ока, Ия впадают в Братское водохранилище. Боковой приток к Усть-Илимскому водохранилищу обеспечивается, в основном, за счет стока р. Илим. Притоки Ангары на водосборе Богучанского водохранилища незначительны.

Сток рек рассматриваемой части бассейна Ангары формируется в различных природных условиях, что обуславливает своеобразие их водного режима. Реки юго-западной, горной части бассейна, в пределах Восточных Саян (Иркут, Китой, Белая, верховья рек Ии, Оки) характеризуются слабо выраженным весенним половодьем и тесно примыкающими к половодью летними дождевыми паводками, часто превышающими объем половодья [3]. Вниз по течению, по мере продвижения к северу, на реках средней части бассейна Ангары роль весеннего половодья увеличивается, а влияние дождевых паводков снижается. Зимняя межень – низкая и устойчивая по всему Ангарскому бассейну. Анализ внутригодового перераспределения стока рек на фоне наблюдающихся климатических изменений в регионе показывает выраженные тенденции увеличения стока в мае и уменьшения в осенне-зимний период [4].

Основной вклад в суммарные водные ресурсы, регулируемые Ангарским каскадом водохранилищ, дает приток к оз. Байкал и это, в основном, дождевой сток, формирующийся в третьем квартале года на территории Монголии и России. Вполовину меньше составляет приток к Братскому водохранилищу, где роль половодного стока более существенна, и еще менее – доля притока, поступающего к Усть-Илимскому и Богучанскому водохранилищам по причине небольших площадей собственных водосборов.

ЗАКОНОМЕРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ ПРИТОКА К ОЗЕРУ БАЙКАЛ И ВОДОХРАНИЛИЩАМ АНГАРСКОГО КАСКАДА ГЭС

Для анализа закономерностей многолетних колебаний притока к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС использовали данные о боковом при-

токе к ним (с годовым и месячным интервалами осреднения). Ряды притока формировали по водохозяйственным годам (с мая текущего по апрель последующего года) за периоды 1903/1904–2016/2017 гг. на основе данных из Правил использования водных ресурсов водохранилищ Ангарского каскада ГЭС, ФГУП «Центр регистра и кадастра» и данных за последние годы, предоставленных Институтом систем энергетики им. Л.А. Мелентьева СО РАН. Такое распределение данных по водохозяйственным годам обусловлено дальнейшим использованием полученных статистических характеристик для моделирования искусственных рядов и последующей разработкой оптимизационной методики эффективного управления водохозяйственной системой Ангарского каскада водохранилищ.

Исследуемые ряды суммарного притока к водохранилищам Ангарской ГЭС, в т. ч. и к оз. Байкал, имеют разный характер колебаний стока в многолетнем разрезе (рис. 1). Неравномерность колебаний и значительные отклонения от среднего наблюдаются для рядов притока к Усть-Илимскому и Богучанскому водохранилищам (рис. 1 в, г). Ряд суммарного притока к Байкалу обладает заметной изменчивостью и неравномерностью на фоне многолетней цикличности и характеризуется явным нарушением однородности (рис. 1а).



Выборочные оценки параметров распределений годовых значений притока к водохранилищам за 114 лет наблюдений приведены в табл. 1. Суммарный годовой приток к Байкалу характеризуется средним значением $Q_{cp} = 1878 \text{ м}^3/\text{с}$, небольшим коэффициентом вариации C_v (0,2) и заметной асимметрией – соотношение коэффициентов асимметрии C_s и вариации C_v равно 3,19. Диапазон изменения коэффициента асимметрии C_s/C_v для всех водохранилищ очень широк (от -0,99 для ряда притока к Усть-Илимскому водохранилищу до 3,91 – к Братскому водохранилищу). Особенностью рядов притока к Братскому и Богучанскому водохранилищам является крайне низкий выборочный коэффициент автокорреляции $r(1)$ (0,06 и 0,07 соответственно), поправка на смещение вносит незначительное изменение в оценку выборочного коэффициента автокорреляции $R(1)$.

Таблица 1. Статистические параметры рядов притока к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС

| Водохранилище | $Q_{cp}, \text{ м}^3/\text{с}$ | C_v | C_s/C_v | $r(1)$ | $R(1)$ |
|------------------------|--------------------------------|-------|-----------|--------|--------|
| Иркутское (оз. Байкал) | 1878 | 0,2 | 3,19 | 0,21 | 0,22 |
| Братское | 895 | 0,14 | 3,91 | 0,06 | 0,07 |
| Усть-Илимское | 267 | 0,22 | -0,99 | 0,52 | 0,54 |
| Богучанское | 187 | 0,23 | 0,86 | 0,07 | 0,08 |

Различия в статистических характеристиках объясняются существенной неоднородностью условий формирования стока в бассейне Ангары. Описанные выше особенности пространственно-временного распределения стока рек обуславливают и возможности регулирования стока. Характеристикой изменений водного режима являются коэффициенты парной (взаимной) и автокорреляции исследуемых гидрологических рядов. Надежные оценки коэффициентов корреляции играют важную роль при моделировании искусственных рядов для последующей разработки оптимизационного алгоритма управления водохозяйственной системой Ангарских водохранилищ. Ряды притока к водохранилищам моделируются на основе стохастической модели притока с учетом сезонного изменения коэффициента корреляции и матрицы парных корреляций годовых значений притока (табл. 2).

Для Байкала изменение коэффициента корреляции водности смежных месяцев носит закономерный сезонный характер (рис. 2 з). Период с октября по март характеризуется резким снижением тесноты корреляционных связей месячных значений притока. Для зимних месяцев, когда суммарный приток может принимать отрицательные значения (формирующиеся за

Таблица 2. Корреляционная матрица годовых значений притока к водохранилищам Ангарского каскада

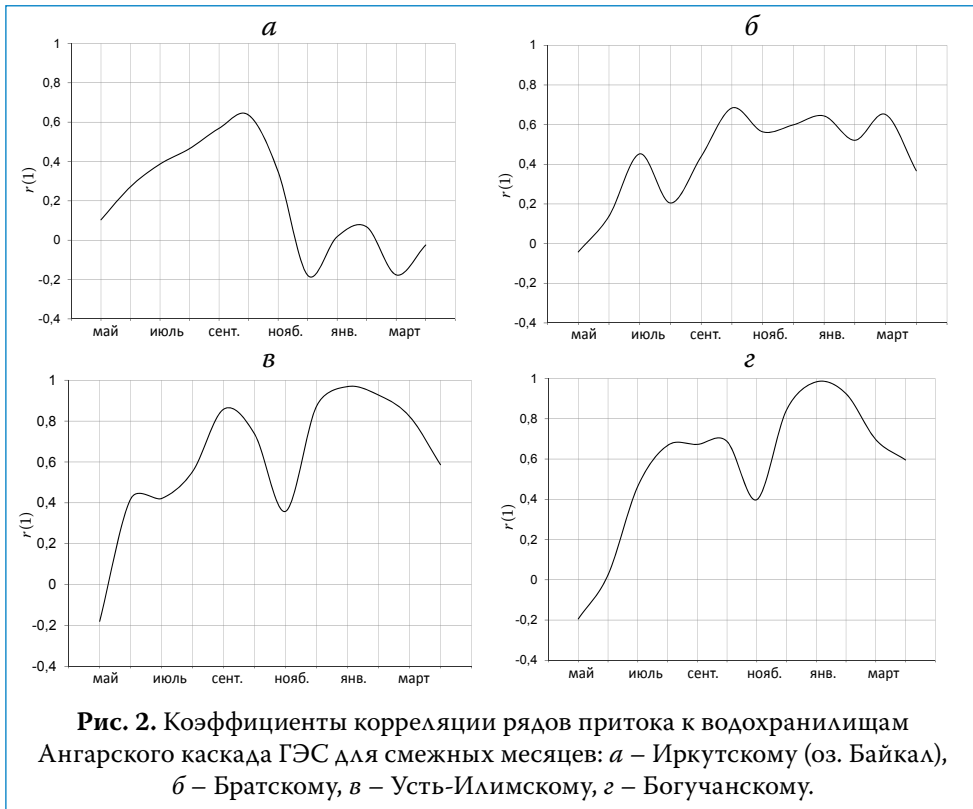
| Водоохранилище | Иркутское | Братское | Усть-Илимское | Богучанское |
|----------------|-----------|----------|---------------|-------------|
| Иркутское | 1 | 0,42 | 0,23 | 0,25 |
| Братское | 0,42 | 1 | 0,26 | 0,44 |
| Усть-Илимское | 0,23 | 0,26 | 1 | 0,44 |
| Богучанское | 0,25 | 0,44 | 0,44 | 1 |

счет испарения с водной поверхности) режим колебаний носит практически хаотический характер. Значения коэффициентов автокорреляции для этих месяцев незначительны. С увеличением доли снегового и дождевого питания коэффициенты корреляции стока смежных месяцев возрастают.

Для Богучанского и Усть-Илимского водохранилищ (рис. 2 а, б) корреляция притока в зимние месяцы очень велика, что, скорее всего, вызвано недостаточной точностью восстанавливаемых значений стока. Для Братского водохранилища (рис. 2 в) значения коэффициента корреляции для зимних месяцев несколько ниже, при общей низкой корреляции летних месяцев. Следует отметить, что статистические параметры рядов притока к водохранилищам вычисляются с большими погрешностями, т. к. приток к водохранилищам не измеряется, а вычисляется обратным путем с использованием балансовых соотношений между известными сбросами ГЭС, измеренным уровнем водной поверхности в водохранилище и оцененным (рассчитанным) испарением с водной поверхности. Оценки месячных величин притока могут восстанавливаться методом аналогии, что также вносит дополнительные ошибки в оценку параметров притока и, в частности, увеличивает коэффициент корреляции притока в зимние месяцы за счет больших периодов осреднения.

Выполненный статистический анализ, кроме выяснения региональных особенностей колебаний стока, также позволяет дать оценку качества восстановленных гидрологических рядов, используемых при выполнении водно-энергетических расчетов. Некоторые выявленные выше расхождения и несогласованность параметров распределений можно отнести на счет влияния погрешностей расчетов и восстановления расходов воды, особенно в меженный период. В целом данные по притоку к Ангарскому каскаду водохранилищ могут быть признаны удовлетворительными.

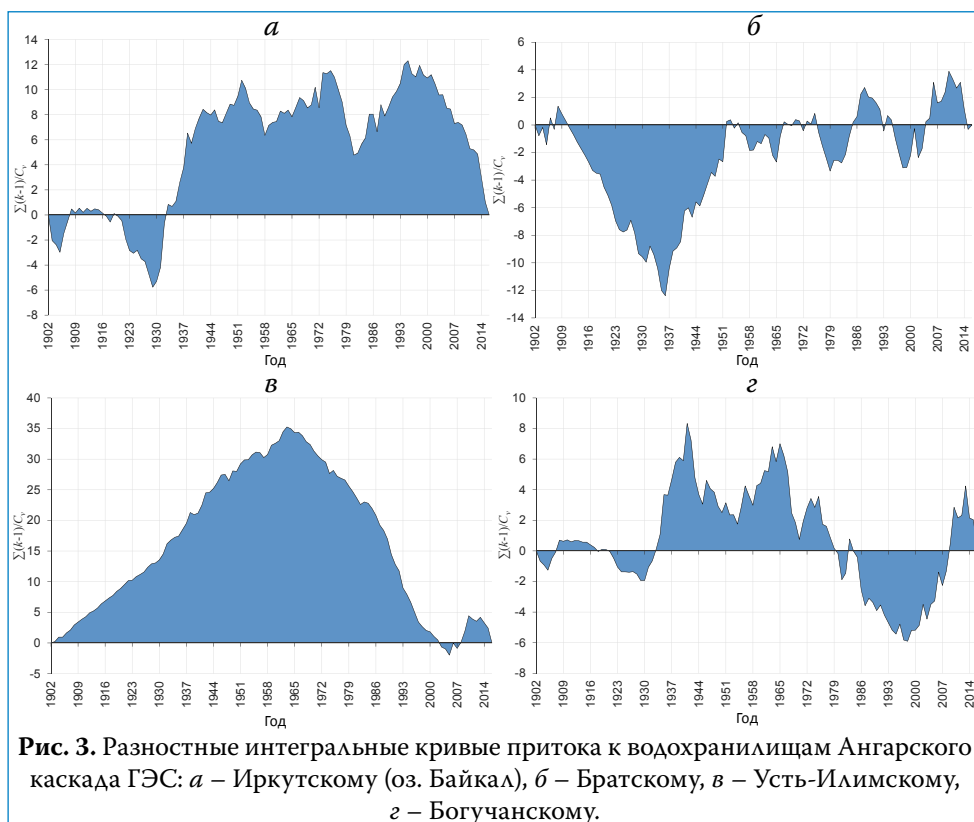
Основной вклад в водные ресурсы р. Ангары дает приток к оз. Байкал. Рассмотрим более подробно особенности многолетних колебаний притока к озеру как в годовом, так и в месячном масштабах.



ОСОБЕННОСТИ МНОГОЛЕТНЕГО КОЛЕБАНИЯ ПРИТОКА К ОЗЕРУ БАЙКАЛ

Исследуемый ряд суммарного притока к Байкалу обладает заметной изменчивостью и характеризуется явным нарушением однородности (рис. 1 *а*). Совместный анализ хронологических (рис. 1) и разностных интегральных кривых притока к водохранилищам (рис. 3), безусловно, выявляет ряд особенностей в структуре наблюдаемых периодов изменения водности. На Байкале, в первую очередь, следует обратить внимание на маловодные периоды, т. к. проблема снижения уровня озера широко обсуждается именно в связи с необходимостью учета противоречивых требований водопользователей при принятии решений по управлению водными ресурсами Иркутского водохранилища в маловодные годы.

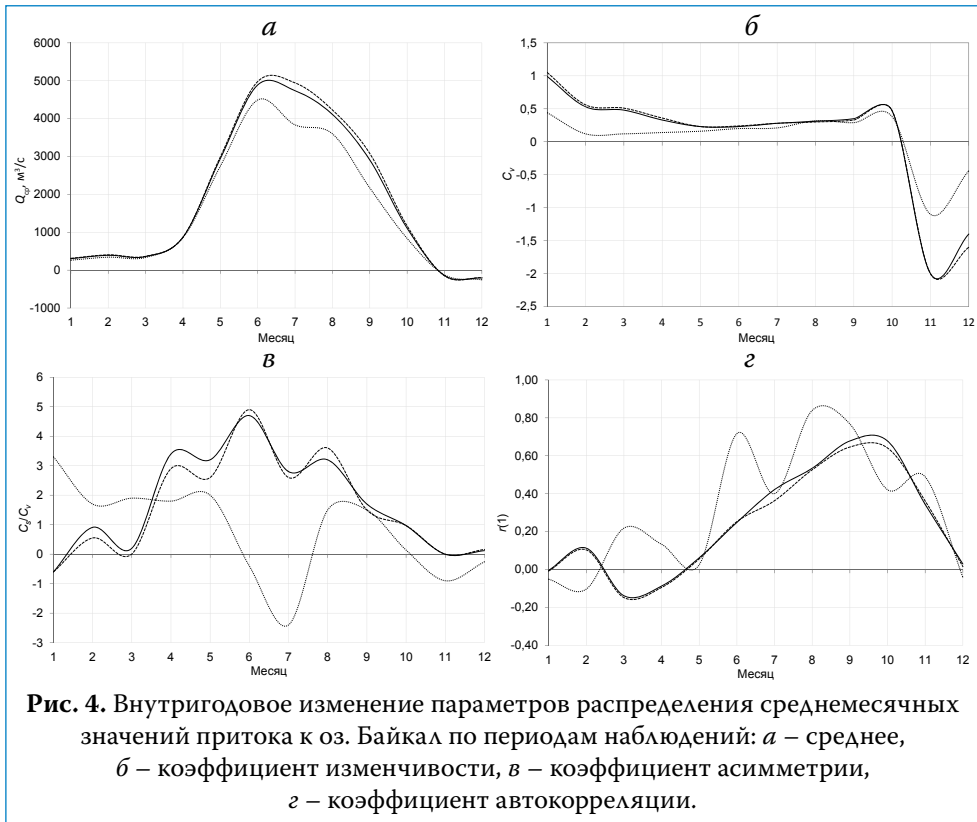
Разностная интегральная кривая многолетних колебаний притока к Байкалу (рис. 3 *а*) имеет переломную точку в районе 1995 г. Эта точка перегиба характеризует самое длительное и глубокое маловодье за весь период наблюдений на Байкале. В качестве одной из гипотез, которую можно рас-



сма тривать в данном контексте, предлагается анализировать имеющийся полный ряд как совокупность двух условно стационарных последовательностей (с 1903/1904 по 1994/1995 и с 1995/1996 по 2016/2017). Для целей выбора оптимальной стратегии управления водными ресурсами Иркутской ГЭС с учетом затяжных маловодий в бассейне озера целесообразно выполнить статистический анализ как всего наблюдаемого ряда притока в целом, так и по выделенным условно-однородным периодам.

На разностных интегральных кривых многолетних колебаний притока к Братскому, Богучанскому и Усть-Илимскому водохранилищам (рис. 3 б, в, г) устойчивые мало- или многогодные периоды в последние десятилетия не выявляются.

Для условно-однородных периодов в ряду притока к оз. Байкал получены параметры распределений месячных расходов воды (моментные оценки среднего, коэффициента вариации, соотношения коэффициентов асимметрии и вариации, коэффициента автокорреляции). Параметры распределений для двух условно-однородных периодов и для всего периода наблюдений в целом приведены на рис. 4.



Анализ результатов статистической обработки данных по притоку позволяет говорить о существенном изменении параметров распределений среднемесячных расходов воды в современный период по сравнению с предыдущими годами (до 1994/1995 гг.). Если выборочные параметры, оцененные по всему ряду наблюдений, отличаются незначительно от параметров, оцененных по первой его половине (до 1994/1995 гг.), то значения оценок по второй половине ряда меняются существенно. Существенно изменились средние значения стока, в основном в летне-осенние месяцы, а также их коэффициенты вариации. Коэффициент вариации C_v достаточно однороден в летние месяцы и сильно меняется в осенне-зимний период, принимая значение от -2 до 1 по причине отрицательных значений притока (рис. 4 б). В силу ограниченности длины второго периода оценки коэффициентов асимметрии неустойчивы и хаотично изменяются по месяцам в значительном диапазоне с наибольшим значением 4,9 в июне (рис. 4 в).

При задании сценариев для разработки системы управления водными ресурсами, особенно в условиях экстремального маловодья, используется

такая характеристика случайного процесса, как выбросы. Под выбросом принимается выход непрерывной совокупности ординат процесса (или последовательности в дискретном случае) за некоторый заданный уровень. В табл. 3 приведены характеристики выбросов ниже уровня заданной обеспеченности, определенные по многолетнему ряду притока к оз. Байкал. Определены характеристики выбросов – частота (количество) и длительность для различных пороговых значений (уровней различной обеспеченности).

Таблица 3. Характеристики выбросов в ряду притока к оз. Байкал

| Р, % | Q, м ³ /с | Количество выбросов | Средняя продолжительность выбросов, лет | Средний объем стока за выброс, км ³ |
|------|----------------------|---------------------|---|--|
| 50 % | 1813 | 21 | 2,8 | 139,6 |
| 75 % | 1587 | 17 | 1,7 | 76,0 |
| 90 % | 1416 | 11 | 1,5 | 60,3 |
| 95 % | 1332 | 9 | 1,1 | 43,7 |
| 99 % | 1184 | 3 | 1,0 | 35,2 |

Результаты этих расчетов, как и выводы предыдущих исследований [5], показывают, что характеристики выбросов в целом не позволяют отвергнуть гипотезу марковости применительно к многолетним колебаниям притока к оз. Байкал.

Распределение вероятностей месячных значений притока к оз. Байкал

Сведения об общем притоке к Байкалу, потерях на испарение, величинах подземного водообмена характеризуются значительными ошибками, поскольку из всех гидрологических параметров надежно измеряются только уровни воды и сток из озера. Приток и испарение оцениваются суммарно, обратным путем, исходя из имеющихся сведений о приращении уровня за заданный расчетный интервал времени и об оттоке воды из озера в течение этого интервала. Тем самым учитывается подземный сток, возможные изменения формы дна озера в результате тектонических движений и все другие факторы и невязки водного баланса. Вследствие применения такой методики расчета, величины притока к Байкалу в зимние месяцы, когда расходная часть водного баланса превалирует над приходной за счет потерь на ледообразование и испарение, становятся отрицательными, что создает сложности при стохастическом моделировании. Обычно при описании колебаний стока применяются распределения для существенно положительных случайных величин (гамма-распределение, распределения Пирсона, Крицкого–Менкеля и т. д.), поскольку величины речного стока не могут принимать значения меньше нуля. Для величин суммарного го-

дового притока к Байкалу, которые являются положительными, в целом приемлемо трехпараметрическое распределение Крицкого–Менкеля (за исключением некоторых расхождений на концах распределения) [5]. Но для рядов среднемесячных величин притока возникает нетрадиционная для гидрологии задача – подбора аналитической кривой распределения $f(x)$ при $x \in (-\infty; +\infty)$.

Вопрос соответствия эмпирических и теоретических кривых обеспеченности имеет важное значение. В нашей стране для неоднородных рядов используются усеченные и составные кривые распределения [6]. Также подбор кривых для таких последовательностей может быть выполнен с использованием процедуры подгонки условной вероятности, предложенной Наан [7]. Известны смешанные модели для рядов с «нулевыми» значениями, в которых «нулевые» и «ненулевые» части рядов наблюдений моделируются отдельно, а затем комбинируются при помощи теоремы полной вероятности [8]. В данной работе для стохастического описания многолетних колебаний месячного притока к оз. Байкал предлагается использовать распределение Пирсона IV типа.

Кривая Пирсона IV типа достаточно универсальна в силу того, что область определения функции – вся числовая ось, т. е. $x \in (-\infty; +\infty)$ и описывается уравнением [9]:

$$y = y_0 \left(1 + \frac{x^2}{a^2} \right)^{-m} e^{-v \arctan \frac{x}{a}},$$

$$\text{где } a = \frac{\sigma}{4} \sqrt{16(s-1) - \beta_1(s-2)^2}, \quad m = \frac{s+2}{2},$$

$$v = \frac{s(s-2)\sqrt{\beta_1}}{\sqrt{16(s-1) - \beta_1(s-2)^2}}, \quad s = -r.$$

Знак v выбирается противоположным знаком μ_3 . Начальная ордината $y_0 = 1/[a^*F(s, v)]$ – табулированная функция. Начало координат берется в точке $m_x + \frac{va}{s}$. Здесь m_x – математическое ожидание случайной величины X .

Кривая Пирсона IV типа является асимметричной: мода этого распределения $M = m_x - \frac{\mu_3(s-2)}{2\mu_2(s+2)}$.

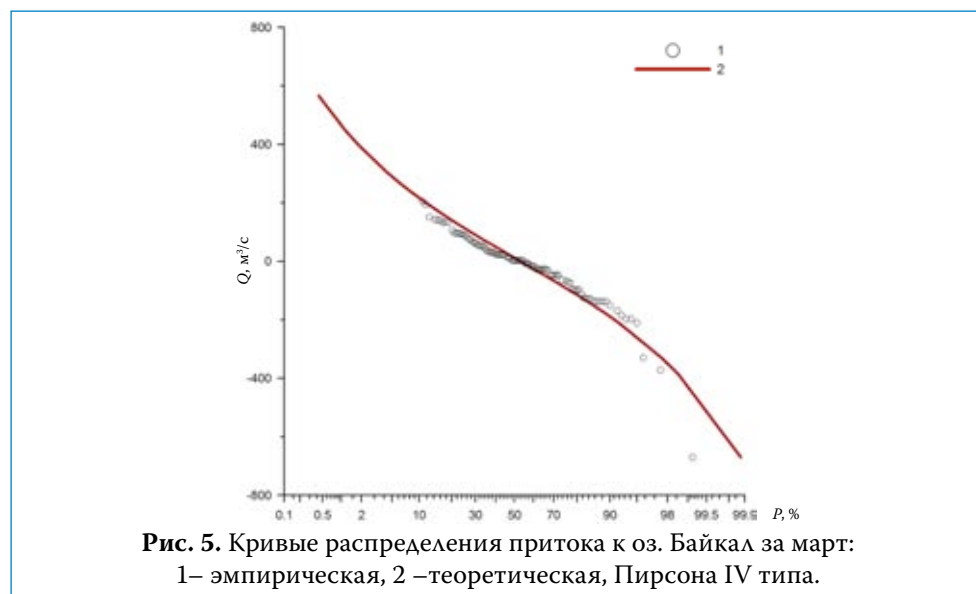
С помощью распределения Пирсона IV типа описаны распределения среднемесячного притока в оз. Байкал для интервалов с отрицательными значениями. Рассчитанные параметры распределений представлены в табл. 4, 5. Пример соответствия аналитической кривой Пирсона IV типа эмпирическим данным приведен на рис. 5.

Таблица 4. Статистические характеристики распределения среднегодового притока к Иркутскому водохранилищу (оз. Байкал) для двух условно стационарных периодов

| Водохранилище | Q_{cp} , м ³ /с | C_v | C_s/C_v | Обеспеченность, % | | | | |
|---|------------------------------|-------|-----------|-------------------|------|------|------|------|
| | | | | 50 | 75 | 90 | 95 | 99 |
| Иркутское (оз. Байкал), 1903/1904–2016/2017 гг. | 1878 | 0,20 | 3,19 | 1837 | 1601 | 1420 | 1330 | 1170 |
| Иркутское (оз. Байкал), 1995/1996–2016/2017 гг. | 1705 | 0,19 | 2,24 | 1681 | 1476 | 1311 | 1219 | 1059 |

Таблица 5. Статистические характеристики распределений среднемесячного притока к Иркутскому водохранилищу (оз. Байкал)

| Параметр | Январь | Февраль | Март | Апрель | Май | Июнь | Июль | Август | Сентябрь | Октябрь | Ноябрь | Декабрь |
|----------------------------|--------|---------|------|--------|------|------|------|--------|----------|---------|--------|---------|
| Среднее, м ³ /с | 304 | 393 | 360 | 869 | 2944 | 4888 | 4736 | 4111 | 2911 | 1106 | -143,2 | -208,5 |
| C_v | 0,99 | 0,532 | 0,48 | 0,33 | 0,22 | 0,23 | 0,29 | 0,31 | 0,35 | 0,47 | -2,05 | -1,4 |
| C_s/C_v | -0,59 | 0,93 | 0,21 | 3,5 | 3,3 | 4,9 | 2,8 | 3,3 | 1,7 | 1,0 | 0 | 0,13 |



Располагая распределением Пирсона IV типа, можно предложить периодически коррелированную стохастическую модель сезонных колебаний притока к озеру, необходимую для имитационного моделирования искусственных рядов с заданными параметрами распределений с интервалом дискретности один месяц. Искусственные ряды большой продолжительности (10 000 лет), получаемые методом имитационного моделирования, необходимы для использования в оптимизационных расчетах при выборе стратегии управления Иркутским водохранилищем (оз. Байкал).

ВЫВОДЫ

В результате статистической обработки данных по притоку к водохранилищам Ангарского каскада ГЭС получены вероятностные характеристики годовых и среднемесячных значений притока, необходимые для моделирования искусственных последовательностей притока при выполнении водно-энергетических расчетов по заданным сценариям изменения водности. Статистические характеристики притока к оз. Байкал получены для двух условно-однородных периодов и показана их существенная изменчивость. Предложенная стохастическая модель на основе распределения Пирсона IV типа позволяет адекватно описывать многолетние колебания месячного притока к озеру с отрицательными значениями.

Основная задача следующего этапа исследований – оценка вероятности реализации предложенных сценариев в будущем. При назначении этих вероятностей распределение вероятностей характеристик отдачи может быть получено на основе байесовского алгоритма прогнозирования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т. 16. Ангаро-Енисейский район. Вып. 3. Бассейн оз. Байкал (Забайкалье). Л.: Гидрометеиздат, 1973. 400 с.
2. Гагаринова О.В. Ландшафтно-гидрологические закономерности формирования стока в бассейне озера Байкал // География и природные ресурсы. 2012. № 3. С. 55–60.
3. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т. 16. Ангаро-Енисейский район. Вып. 2. Ангара. Л.: Гидрометеиздат, 1972. 595 с.
4. Кичигина Н.В. Динамика характеристик стока рек бассейна Ангары на фоне региональных климатических изменений // География и природные ресурсы. 2010. № 2. С. 69–73.
5. Болгов М.В., Бубер А.А., Коробкина Е.А., Любушин А.А., Филиппова И.А. Озеро Байкал: экстремальные уровни как редкое гидрологическое событие // Водные ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 392–406.
6. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. Л.: Гидрометиздат, 1974. 424 с.

7. *Haan C.T.* Statistical Methods in Hydrology. Iowa State University Press, Ames, IA.25. Institute of Hydrology. Low Flow Studies (1–4). Wallingford, UK, 1980.
8. *Bulu A.* Statistical analysis of low flows with zero discharges. FRIEND: Flow Regimes from International Experimental and Network Data, Third Report. Cemagref, 1997. P. 167–170.
9. *Кендалл М. Дж., Стюарт А.* Теория распределений. М.: Наука, 1966. 588 с.

Сведения об авторах:

Болгов Михаил Васильевич, д-р техн. наук, заведующий лабораторией, ФГБУН «Институт водных проблем Российской академии наук» (ИВП РАН), Россия, 119333, Москва, ул. Губкина, д. 3; e-mail: bolgovmv@mail.ru

Коробкина Елена Александровна, канд. техн. наук, научный сотрудник, ФГБУН «Институт водных проблем Российской академии наук» (ИВП РАН), Россия, 119333, Москва, ул. Губкина, д. 3; e-mail: elenakorobkina@mail.ru

Филиппова Ирина Александровна, канд. геогр. наук, научный сотрудник, ФГБУН «Институт водных проблем Российской академии наук» (ИВП РАН), Россия, 119333, Москва, ул. Губкина, д. 3; e-mail: irinafil@yandex.ru