

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 551.480

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ СТОХАСТИЧЕСКОЙ СТРУКТУРЫ ПРИТОКА В БАЙКАЛ НА МНОГОЛЕТНИЙ УРОВЕННЫЙ РЕЖИМ ОЗЕРА¹

© 2020 г. А. В. Фролов^{a, b, *}, Т. Ю. Выручалкина^{a, b}

^aИнститут водных проблем РАН Москва 117971, Россия

^bИнститут водных проблем Севера КарНЦ РАН Петрозаводск, 185030 Россия

*e-mail: anatolyfrolov@yandex.ru

Поступила в редакцию 01.02.2019 г.

После доработки 05.03.2019 г.

Принята к публикации 11.04.2019 г.

Приведены результаты анализа статистической однородности суммарного притока в оз. Байкал. Показано, что временные интервалы 1901–1933 и 1933–2014 гг. характеризуются не только статистически значимым различием коэффициентов автокорреляции суммарного притока, но и изменением его стохастической структуры. Для первого интервала времени автокорреляционная функция суммарного притока в Байкал соответствует $AP(1)$ -процессу, для второго интервала – однокомпонентному $AP(2)$ -процессу или же, как наиболее адекватному, двухкомпонентному AP -процессу с компонентами в виде $AP(2)$ -процессов. Показано, что применение $AP(1)$ -процесса для описания суммарного притока в Байкал для 1933–2014 гг. приводит к занижению дисперсии и коэффициента автокорреляции колебаний уровня воды Байкала. Для получения более точных оценок этих характеристик следует учитывать сложившуюся после 1934 г. стохастическую структуру многолетних колебаний суммарного притока в озеро и его основных компонент. При адекватном учете стохастических свойств притока в озеро экстремально большие отметки уровня воды в Байкале характеризуются большей обеспеченностью, нежели найденные по модели, использующей в качестве описания притока $AP(1)$ -процесс. Например, отметка уровня 1%-й обеспеченности, отвечающая $AP(1)$ -модели притока, при корректном моделировании притока в виде AP -процесса с двумя компонентами в виде $AP(2)$ -процессов оказывается отметкой, имеющей 2%-ную обеспеченность.

Ключевые слова: озеро Байкал, уровень, динамико-стохастическая модель колебаний уровня озера, имитационное моделирование, водный баланс.

DOI: 10.31857/S0321059620010071

Моделирование многолетних колебаний уровня воды Байкала базируется на применении естественной физически обоснованной модели – уравнения водного баланса этого озера. Колебания уровня воды в озере рассматриваются как выходной процесс гидрологической системы, возбуждаемой входными процессами, в общем случае – речным притоком (включая подземную составляющую), испарением и осадками в акватории водоема и другими возможными компонентами, например безвозмездными изъятиями из притока.

Для многих крупных озер, в том числе Байкала, имеется надежная информация только об основных – одном–двух компонентах водного баланса. Наиболее просто (и надежно) находится суммарное нетто-поступление воды в озеро – алгебраическая сумма Q речного и подземного притока, осадков на акваторию и испарения с нее [1–3, 5, 8]. Для краткости будем называть Q суммарным притоком. Использование в моделях колебания уровня озер Q как единственного входного процесса имеет следствием невозможность выделения роли отдельных компонент Q в формировании уровня озера. Поэтому для более детального моделирования процесса многолетних изменений уровня воды Байкала авторами используется выделение в суммарном притоке Q стока r . Селенги S , составляющего примерно половину нетто-поступления воды в озеро. Задача заключается в оценке влияния вариантов описания речного притока в Байкал на модельные статистические характеристики уровня озера.

¹ Статистический анализ основных составляющих водного баланса и колебаний уровня Байкала, анализ на неоднородность компонентов и всего суммарного притока в Байкал выполнялись при финансовой поддержке ИВП РАН (проект ФНИ № 0147-2018-0001). Алгоритм имитационного моделирования одно- и двухкомпонентного $AP(2)$ входного процесса динамико-стохастической модели колебаний уровня Байкала и моделирование многолетних колебаний уровня Байкала выполнены при финансовой поддержке РНФ (проект № 14-17-00740П).

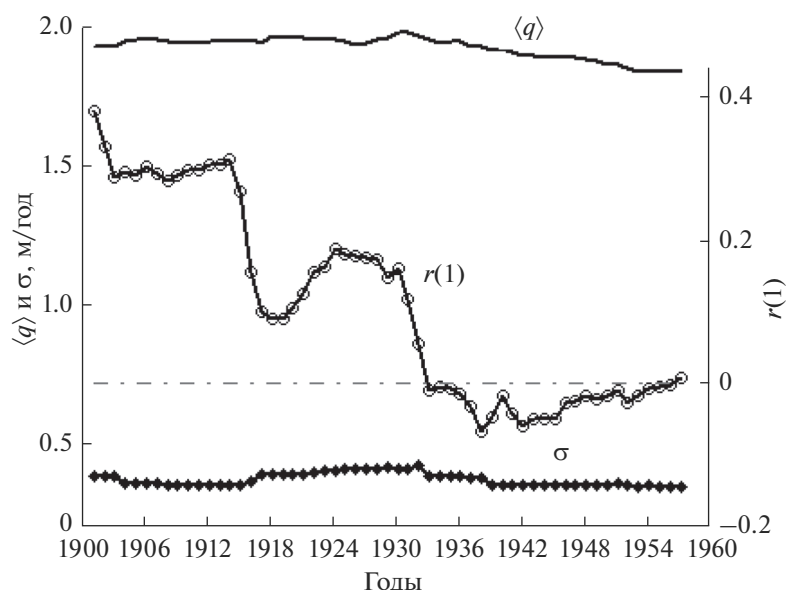


Рис. 1. Статистические характеристики суммарного притока воды Q в Байкал по скользящим 57-леткам: $\langle q \rangle$ — среднее, σ — стандартное отклонение, $r(1)$ — коэффициент автокорреляции; пунктир отмечает нулевое значение этого коэффициента.

ОСОБЕННОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ ПОСТУПЛЕНИЯ ВОДЫ В БАЙКАЛ

Исследования стохастических характеристик притока в Байкал выполнялись неоднократно. В работах [3, 5, 8, 10] колебания речного притока в озеро рассматриваются как стационарный случайный процесс.

В качестве моделей многолетних колебаний суммарного притока в Байкал и другие крупные озера иногда используются процессы авторегрессии не выше первого порядка, $AR(1)$. Идентификация и оценка параметра авторегрессии базируются на более или менее обоснованном анализе соответствия выборочных оценок автокорреляционных функций степенному закону затухания, отвечающему $AR(1)$ -процессу.

Исследование процесса суммарного притока на однородность имеет особое значение при решении задачи оценки колебаний уровня Байкала на перспективу. Соответствующие расчеты должны проводиться с использованием наиболее обоснованных характеристик будущего режима притока в озеро, отвечающих современным условиям формирования водного баланса Байкала. Поэтому авторами проведен анализ суммарного притока Q в Байкал на однородность по отношению к основным статистическим характеристикам — среднему, дисперсии и коэффициенту автокорреляции. Для этого получены оценки этих характеристик для скользящих 57-летних интервалов времени, начиная с 1901 г. Выбор длительности интервала усреднения (“фильтр Даниэля”)

был в некотором смысле естественным, поскольку весь ряд полезного притока делится на два практически равных отрезка — до и после создания Иркутского водохранилища (1958–1959 гг.). Результаты расчетов представлены на рис. 1.

Величины среднего, стандарта и коэффициента автокорреляции, отвечающие крайним левым и правым точкам на графиках на рис. 1, относятся к интервалам 1901–1957 и 1958–2014 гг. соответственно. В отличие от незначительно изменяющихся среднего $\langle q \rangle$ и стандарта σ , коэффициент автокорреляции $r(1)$ уменьшается от ~0.4 практически до нуля. Вероятно, впервые неоднородность в многолетних колебаниях речного притока в Байкал по коэффициенту автокорреляции была отмечена в [10], где получен вывод об уменьшении “инерционности колебаний суммарного речного притока”, что выразилось в уменьшении коэффициента автокорреляции $r(1)$ от 0.45 до 0.04 для двух интервалов времени — 1901–1970 и 1971–2010 гг. соответственно. Близкие к нулю величины $r(1)$ получены для 57-летних интервалов времени, имеющих начальные годы начиная с 1934 г. и далее до 1958 г. Отмеченные изменения коэффициента автокорреляции существенно превосходят стандартную ошибку его оценки, равную 0.13. Поэтому есть основания для вывода о неоднородности всего ряда полезного притока и выделения двух относительно однородных интервалов — 1901–1933 и 1934–2014 гг. Аналогичные неоднородности обнаружены в рядах стока и осадков по другим речным бассейнам [12].

Таблица 1. Выборочные оценки основных статистических характеристик притока в Байкал

Приток в Байкал и его компоненты	Статистические характеристики			
	среднее, м/год	дисперсия, (м/год) ²	автокорреляция $r(t)$	
			$r(1)$	$r(2)$
Суммарный приток, Q_t :				
1901–1933 гг.	1.86	0.16	0.44	0.23
1934–2014 гг.	1.87	0.12	0.10	0.29
1901–2014 гг.	1.87	0.13	0.22	0.28
Сток Селенги, S_t	0.89	0.49	0.34	0.42
Разность между полезным притоком и Селенгой, $D_t = Q_t - S_t$	0.98	0.46	0.05	0.25

Статистические характеристики притока в Байкал для различных временных интервалов приведены в табл. 1, из которой следует, что значения $r(1)$ и $r(2)$ автокорреляционной функции суммарного притока Q для интервала 1901–1933 гг. приближенно отвечают процессу $AP(1)$, $r(1) > r(2)$, $r(2) \approx r(1)^2$. Для интервала 1934–2014 гг. отмечается возникновение выраженной “инверсии”, т.е. неравенства $r(1) < r(2)$, что необычно для стоковых рядов. Выполненные расчеты показали, что инверсия $r(1) < r(2)$ имеет место для различных интервалов времени (1934–2014, 1959–2014, 1968–2014 гг.), т.е. сохраняет относительную стабильность при изменении границ расчетных интервалов. Оценки авторов статьи изменения “инерционности колебаний” суммарного притока в Байкал аналогичны оценкам для интервала 1971–2010 гг. [10]. Выявленная неоднородность суммарного притока Q_t в озеро по коэффициенту автокорреляции означает, что для расчетов современного и перспективного уровня режима Байкала следует использовать характеристики Q_t , отвечающие интервалу с 1934 г. по настоящее время. Заметим, что в этом интервале времени наблюдались как многоводные (1930–1942 и 1983–1995 гг.), так и маловодные (1976–1982 и 1996–2015 гг.) периоды [8].

Поскольку, как показано выше, в 1934–2014 гг. для автокорреляционной функции притока Q выполняется неравенство $r(1) < r(2)$, то соответствующая модель многолетних колебаний притока Q в Байкал не удовлетворяет $AP(1)$ -процессу.

Принятие суммарного притока Q в качестве единственного входного процесса в модели колебаний уровня воды Байкала имеет следствием нежелательную потерю информации о влиянии на колебания уровня озера отдельных существенных компонент его водного баланса. Поэтому в водном балансе Байкала естественно выделить две составляющие, наибольшим образом влияющие на колебания уровня озера: поступление воды S

со стоком p . Селенги и остальная часть суммарного притока $D = Q - S$ (Q – суммарный приток). Средние величины и дисперсии стока Селенги S и остальной части суммарного притока $D = Q - S$ для интервала 1933–2014 гг. близки, поэтому вносят примерно одинаковый вклад в колебания суммарного притока (табл. 1). Неравенство $r(1) < r(2)$ выполняется для обеих компонент, хотя в различной степени. Менее выраженная инверсия $r(1) < r(2)$ для автокорреляции стока Селенги может объясняться притоком Селенги – вытекающей из оз. Хубсугул p . Эг со значительной положительной автокорреляцией стока $r(1) = 0.65$ [17].

Анализ автокорреляционных функций процессов суммарного притока Q , стока Селенги S и, особенно, разности $D = Q - S$ (рис. 1, табл. 1) позволяет сделать вывод о формировании за 1934–2014 гг. новой стохастической структуры притока в Байкал, отличной от структуры $AP(1)$ -процесса.

Изменения статистических свойств притока в Байкал зависят от атмосферных процессов над водосбором озера [4, 7, 9, 11, 13]. В [18] приведены результаты исследования связи притока в Байкал с особенностями циркуляции атмосферы в Северном полушарии. По мнению авторов упомянутой статьи, выявлена связь активизации Арктической и Северо-Атлантической осцилляций, с одной стороны, и колебаниями притока в Байкал, с другой. Интересно отметить, что для интервала 1968–2007 гг. несоответствие для притока модели $AP(1)$ отчетливо выражено: $r(1) = -0.06$, $r(2) = +0.30$ (те же значения и для 1968–2014 гг.). При этом для 1934–1967 гг. модель притока больше отвечает $AP(1)$ -процессу: $r(1) = 0.14$, $r(2) = 0.13$. Таким образом, изменение стохастической структуры может быть вызвано усилением арктической и Северо-Атлантической осцилляций в бассейне Байкала [18]. С учетом многолетней инерционности этих осцилляций представляется оправданным для расчетов уровня режима Байкала на

перспективу учитывать характеристики притока в озеро за время с 1934 г. по настоящее время.

Порядок моделей процессов S и D примем из следующих соображений. Ранее в [14] было показано, что многолетние колебания стока неозерной реки удовлетворительно описываются динамико-стохастической моделью в виде линейной системы двух (или трех) стохастических разностных уравнений. Применительно к описанию многолетних колебаний стока р. Селенги это, в частности, означает возможность использовать для моделирования процесс второго порядка $AP(2)$. Такой же процесс принимается для моделирования многолетних колебаний процесса D — разности между полезным притоком и стоком р. Селенги. Роль осадков и испарения в водном балансе Байкала намного меньше суммарного речного притока. Разность между среднеемноголетним испарением и осадками, согласно [6], оценивается величиной $5.4 \text{ км}^3/\text{год}$, т.е. <0.1 от суммарного речного притока в озеро. Вклады же процессов S и D в суммарное поступление воды в озеро Q примерно одинаковы ($\sim 50\%$).

МОДЕЛЬ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ УРОВНЯ БАЙКАЛА. ОСНОВНЫЕ УРАВНЕНИЯ И СООТНОШЕНИЯ

Уравнение, описывающее колебания уровня h_t Байкала, запишем в следующем виде:

$$h_t = h_{t-1} + q_t^{(1)} + q_t^{(2)} - v_t, \quad (1)$$

где t — годы; $q_t^{(1)}$ и $q_t^{(2)}$ — компоненты входного процесса, физический смысл которых определяется в соответствии с конкретными задачами исследования; v_t — сток из озера (р. Ангара). Без уменьшения общности колебания уровня рассматриваются относительно равновесной отметки, принимаемой за нулевую.

Зависимость между стоком р. Ангара и уровнем воды Байкала до создания Иркутской ГЭС была практически линейной, коэффициент взаимной корреляции между v_t и h_t $r_{vh} = 0.94$. После 1960 г. вследствие эксплуатации Иркутской ГЭС управление стоком р. Ангара и уровнем Байкала стало проводиться, главным образом, во внутригодовом разрезе. Частичное многолетнее регулирование этих процессов отразилось на величине r_{vh} , уменьшившейся до 0.69. Таким образом, чтобы учесть влияние регулирования водного баланса Байкала, зависимость между стоком Ангара и уровнем воды в Байкале принимаем в следующем виде:

$$v(h_t) = \lambda h_t + n_t, \quad (2)$$

где λ — числовой коэффициент, n_t — белый шум с нулевым средним и дисперсией $\sigma_n^2 = 0.04 \text{ м}^2/\text{год}^2$, найденной по данным наблюдений [15].

Все компоненты водного баланса Байкала, входящие в (1), выражаются в слоях относительно площади озерной акватории, равной 31500 км^2 , принимаемой, в силу крутизны берегов, постоянной величиной.

Рассмотрим случай, когда входной процесс моделируется двумя $AP(2)$ -процессами:

$$q_t^{(1)} = \phi_1 q_{t-1}^{(1)} + \phi_2 q_{t-2}^{(1)} + a_t, \quad (3)$$

$$q_t^{(2)} = \psi_1 q_{t-1}^{(2)} + \psi_2 q_{t-2}^{(2)} + c_t, \quad (4)$$

ϕ_i, ψ_i — параметры авторегрессии, $i = 1, 2$; a_t и c_t — белые шумы с нулевыми средними значениями и дисперсиями σ_a^2 и σ_c^2 . Предполагается, что в общем случае компоненты $q_t^{(1)}$ и $q_t^{(2)}$ взаимно коррелированы с коэффициентом корреляции r_{12} . Параметры ϕ_i, ψ_i процессов (3) и (4) однозначно определяются решением уравнений Юла—Уокера. Для получения взаимно коррелированных рядов $\{q_t^{(1)}\}$ и $\{q_t^{(2)}\}$ применим обобщающий алгоритм, приведенный в [16]. Запишем систему (3)–(4) в матричной форме:

$$Q_t = A Q_{t,2} + B V_t, \quad (5)$$

$$\text{где } Q_t = \begin{pmatrix} q_t^{(1)} \\ q_t^{(2)} \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_1 & \psi_2 \end{pmatrix},$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}, \quad V = \begin{pmatrix} V_t^{(1)} \\ V_t^{(2)} \end{pmatrix},$$

$$Q_{t,2} = (q_{t-1}^{(1)} q_{t-2}^{(1)} q_{t-1}^{(2)} q_{t-2}^{(2)})^T, \quad V_t^{(1)} = a_t, \quad V_t^{(2)} = c_t - b_{21} a_t,$$

индекс “ T ” означает операцию транспонирования; V — вектор взаимно некоррелированных белых шумов $V_t^{(i)}$; $i = 1, 2$; t — время; b_{21} — числовой коэффициент, обеспечивающий заданную взаимную корреляцию между процессами $q_t^{(1)}$ и $q_t^{(2)}$.

Умножая левую и правую части уравнения (2) на Q_t^T и $(A Q_{t,2} + B V_t)^T$ соответственно, после выполнения операции осреднения обеих частей полученного уравнения и простых преобразований получаем треугольную систему уравнений

$$\langle B V_t V_t^T B^T \rangle = \langle Q_t Q_t^T \rangle - \langle A Q_{t,2} Q_{t,2}^T A^T \rangle \quad (6)$$

относительно коэффициентов b_{21} , $i = 1, 2, \dots, m$, $j = 1, \dots, p$ и дисперсий независимых белых шумов $\sigma_{V^{(i)}}^2$, $i = 1, 2$. Угловые скобки в (6) означают операцию статистического осреднения. Решение системы (6) позволяет смоделировать в соответствии с (3) и (4) ряды стока Селенги и остальной

Таблица 2. Статистические характеристики входных процессов и уровня воды Байкала по модели (1)–(4) (Q_t – суммарный приток; S_t – сток р. Селенги; $D_t = Q_t - S_t$; w_t^Q, w_t^S и w_t^D – белые шумы; σ^2 – дисперсия и притока и его компонент; σ_h^2 – дисперсия уровня Байкала)

Модель входных процессов – притока и его компонент	Статистические характеристики				
	входных процессов			уровня Байкала	
	σ^2 , м ² /год ²	$r(1)$	$r(2)$	σ_h^2 , м ²	$r_h(1)$
$Q_t = 0.1Q_{t-1} + w_t^Q$	0.124	0.10	0.01	0.10	0.65
$Q_t = 0.072Q_{t-1} + 0.283Q_{t-2} + w_t^Q$	0.124	0.10	0.29	0.12	0.71
$S_t = 0.223S_{t-1} + 0.344S_{t-2} + w_t^S$	0.049	0.34	0.42		
$D_t = 0.038D_{t-1} + 0.248D_{t-2} + w_t^D$	0.046	0.05	0.25		
$Q_t = S_t + D_t$	0.124	0.10	0.29	0.13	0.76

части притока в Байкал в виде АР(2)-процессов. Длина смоделированных рядов бралась равной $N = 10^5$, что обеспечивало высокую точность воспроизведения заданных статистических характеристик.

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ УРОВНЯ БАЙКАЛА

Оценим, насколько влияют различные модели притока в Байкал на результаты расчета характеристик уровня режима озера. Используемые авторами модели притока отличаются, во-первых, порядками авторегрессии, во-вторых, числом выделяемых в притоке компонент. Выборочные оценки статистических характеристик суммарного притока и его компонент, рассматриваемых в качестве входных процессов в модели многолетних колебаний уровня Байкала, принимались по интервалу 1934–2014 гг. (табл. 2).

Параметр λ в зависимости (2) принимается равным 0.67 год^{-1} , что соответствует образовавшейся после создания Иркутского водохранилища зависимости стока р. Ангары от уровня воды в Байкале [15].

Модель притока Q_t в виде процесса АР(1) строится на основе оценки коэффициента автокорреляции $r(1)$, полученного для интервала 1904–2016 гг.; следовательно, $r(1) = 0.1$, $r(2) = 0.1^2 = 0.01$ (табл. 2).

Более адекватная данным о притоке модель в виде АР(2) дает значения автокорреляционной функции $r(\tau)$ при сдвигах $\tau = 1$ и 2 года, в точности совпадающие с выборочными оценками.

Наконец, наиболее общая модель притока в Байкал представляет собой векторный процесс, состоящий из двух АР(2)-компонент.

Оценки дисперсии уровня озера увеличиваются по мере возрастания детализации модели притока от АР(1) к АР(2) и, наконец, к двухкомпонентному АР(2)-процессу (5). В последнем случае дисперсия колебаний уровня Байкала на ~25% больше полученной по модели с притоком Q_t в виде однокомпонентного АР(1)-процесса. Заметим, что дисперсия входного процесса для всех трех вариантов расчетов принималась одинаковой. Различие в оценках дисперсии уровня Байкала вызывается особенностями именно стохастической структуры вариантов входного процесса. Коэффициент автокорреляции уровня с увеличением компонент входного процесса увеличивается от 0.65 до 0.76.

Таким образом, из анализа табл. 2 следует, что для корректной оценки дисперсии колебаний уровня Байкала необходимо детальное моделирование входного процесса. Это требование достигается увеличением размерности входного процесса и увеличением порядков авторегрессии его компонент.

Отметим, что применение АР(p)-процесса с $p > 1$ для моделирования притока в Байкал не является чем-то необычным, поскольку и для ряда других проточных озер, по крайней мере для одной компоненты суммарного поступления воды в озеро, требуется аналогичное моделирование, отличное от АР(1)-процесса. Например, в монографии [9] приведена полученная чисто статистическим способом модель многолетних колебаний уровня Ладожского озера в виде АР(4)-процесса, откуда автоматически следует, что хотя бы одна из компонент притока в это озеро соответствует АР(3)-процессу. Как показали расчеты авторов статьи, для Байкала увеличение порядка авторегрессии модели притока от АР(2) до АР(3) и АР(4) практически не повлияло на оценку дисперсии уровня озера. Таким образом, применение двух-

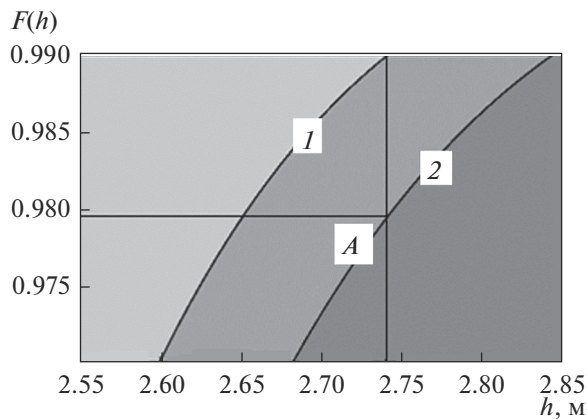


Рис. 2. Функция распределения вероятностей $F(h)$ в области экстремально больших отметок уровня h Байкала: 1 — по модели с однокомпонентным входным AP(1)-процессом; 2 — по модели с входным процессом, состоящим из суммы двух компонент вида AP(2). Ордината точки A равна обеспеченности уровня $h = 2.74$ м; $1 - F(h) = 1 - 0.979 \approx 0.02$. Уровень измеряется в условной системе высотных координат.

компонентного AP(2)-процесса для моделирования притока в Байкал представляется вполне достаточным.

Учет изменения стохастической структуры входного процесса модели приводит к уточнению статистических характеристик моделируемого процесса. Особое значение имеет оценка экстремальных отметок среднегодового уровня Байкала, например уровня 1%-й обеспеченности (отметка, имеющая вероятность 0.99). На рис. 2 приведены фрагменты функций распределения вероятностей уровня, соответствующие моделям с однокомпонентным входным AP(1)-процессом и двухкомпонентным входом с компонентами вида AP(2).

Из графиков на рис. 2 следует, что стохастическая структура входного процесса модели (1) заметно влияет на оценку обеспеченности экстремальной отметки уровня. По модели с однокомпонентным входным процессом в виде AP(1) обеспеченность уровня $h \approx 2.74$ м равна 1%. Расчетная обеспеченность этой отметки по модели, использующей более адекватное описание входного процесса в виде двух AP(2)-компонент, составляет ~2%, т.е. оказывается большей в 2 раза. Очевидно, что соответствующие обеспеченности экстремально низких отметок уровня озера, отвечающие моделям с отмеченными выше вариантами входного процесса, также заметно различаются.

В рамках авторской модели колебаний уровня воды Байкала зависимость стока р. Ангары от уровня воды в озере описывается формулой (2). Следовательно, влияние стохастической структуры входного процесса модели на статистические

характеристики многолетних колебаний стока Ангары совершенно аналогично рассмотренному выше случаю.

ВЫВОДЫ

Подтверждена статистическая неоднородность суммарного притока в Байкал по отношению к коэффициенту автокорреляции. Временные интервалы 1901–1933 и 1933–2014 гг. характеризуются статистически значимым различием коэффициентов автокорреляции суммарного притока $r(1)$, равных соответственно 0.44 ± 0.12 и 0.10 ± 0.13 . Поэтому использование коэффициента автокорреляции по всему интервалу 1901–2014 гг. при расчетах на перспективу характеристик многолетних колебаний уровня Байкала не рекомендуется.

Изменились не только величины $r(1)$, но и стохастическая структура суммарного притока относительно интервалов 1901–1933 и 1934–2014 гг. В первом случае автокорреляционная функция суммарного притока в Байкал соответствует AP(1)-процессу, во втором случае — AP(2)-процессу.

Показано, что применение AP(1)-процесса для описания суммарного притока в Байкал за 1933–2014 гг. приводит к занижению дисперсии и коэффициента автокорреляции колебаний уровня Байкала. Для получения более точных оценок этих характеристик следует учитывать сложившуюся после 1934 г. стохастическую структуру многолетних колебаний суммарного притока в озеро и его основных компонент. Моделирование притока воды в Байкал двухкомпонентным AP(2)-процессом позволяет получить уточненные оценки дисперсии и коэффициента автокорреляции колебаний уровня Байкала.

Относительно небольшое увеличение дисперсии уровня Байкала (на 15–25%) приводит к существенному изменению обеспеченности экстремально высоких отметок уровня Байкала. Например, отметка уровня 1%-й обеспеченности при более полном учете стохастических свойств притока в озеро оказывается отметкой 2%-й обеспеченности, т.е. обеспеченность увеличивается в 2 раза.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Афанасьев А.Н. Водные ресурсы и водный баланс бассейна озера Байкал. Новосибирск: Наука, 1976. 238 с.
2. Афанасьев А.Н. Колебания гидрометеорологического режима на территории СССР. М.: Наука, 1967. 231 с.
3. Водные ресурсы России и их использование. Ред. И.А. Шикломанов. СПб.: ГГИ, 2008. 598 с.

4. Добровольский С.Г. Глобальные изменения речного стока. М.: Геос, 2011. 659 с.
5. Добровольский С.Г. Межгодовые и многолетние изменения речного стока в водосборном бассейне Байкала // Вод. ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 231–242.
6. Итоговый отчет по проекту GPSO/LakeBaikal/085/01SMar2015_MSU Predictive assessment of long-term changes of water balance in the basin of transboundary Selenga river in terms of climatic fluctuations and changes of the characteristics of water use (“Прогнозная оценка долгопериодных изменений водного баланса в бассейне трансграничной реки Селенга в условиях климатических флуктуаций и изменения характеристик водопользования”). ПРОЕКТ ПРООН/ГЭФ “Комплексное управление природными ресурсами трансграничной экосистемы бассейна Байкала”. М.: МГУ, 2015. 78 с.
7. Морейдо В.М., Калугин А.С. Оценка возможных изменений водного режима реки Селенги в XXI в. на основе модели формирования стока // Вод. ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 275–284.
8. Никитин В.М., Абасов Н.В., Бережных Т.В., Осипчук У.Н. Риски маловодных и многоводных периодов для озера Байкал // География и природ. ресурсы. 2016. № 5. С. 29–38.
9. Румянцев В.А., Трапезников Ю.А., Григорьев А.С. Стохастические модели влияния климата на гидрологию озер. СПб.: НИИ Химии СПбГУ, 2001. 156 с.
10. Синюкович В.Н., Сизова Л.Н., Шимараев М.Н., Курбатова Н.Н. Особенности современных изменений притока в озеро Байкал // География и природ. ресурсы. 2013. № 4. С. 57–63.
11. Синюкович В.Н., Чернышов М.С. О трансформации расчетных характеристик годового и максимального стока главных притоков оз. Байкал // Вод. ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 256–263.
12. Соломонова И.В., Фролов А.В. Неоднородности в многолетних колебаниях речного стока и основных гидроклиматических процессов в бассейне Северной Двины в условиях изменения климата // Третьи Виноградовские чтения. Грани гидрологии. Сб. докл. междунар. науч. конф. памяти Ю.Б. Виноградова. СПб.: Научно-технологии, 2018. С. 646–650. ISBN: 978-5-6040965-7-4.
13. Филатов Н.Н., Выручалкина Т.Ю., Дианский Н.А., Назарова Л.Е., Синюкович В.Н. Внутривековая изменчивость уровня крупнейших озер России // ДАН. 2016. Т. 467. № 5. С. 589–593.
14. Фролов А.В. Дискретная динамико-стохастическая модель многолетних колебаний речного стока // Вод. ресурсы. 2011. Т. 38. № 5. С. 538–547.
15. Фролов А.В., Выручалкина Т.Ю. Динамико-стохастическое моделирование многолетних колебаний уровня озера Байкал и стока реки Ангары // Вод. ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 264–274.
16. Фролов А.В., Выручалкина Т.Ю., Соломонова И.В. Моделирование негауссова векторного процесса в приложении к гидрологии // Вод. ресурсы. 2014. Т. 41. № 6. С. 559–564.
17. Фролова Н.Л., Белякова П.А., Григорьев В.Ю., Сазонов А.А., Зотов Л.В. Многолетние колебания стока рек в бассейне Селенги // Вод. ресурсы. 2017. Т. 44. № 3. С. 243–255.
18. Шимараев М.Н., Старыгина Л.Н. Зональная циркуляция атмосферы, климат и гидрологические процессы на Байкале (1968–2007 гг.) // География и природ. ресурсы. 2010. № 3. С. 62–68.