

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 528.8,556.5

ПРОТОЧНЫЕ ОЗЕРА МИРА: АНАЛИЗ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ПАРАМЕТРОВ И ИХ ВЛИЯНИЯ НА ХАРАКТЕР КОЛЕБАНИЙ СТОКА ОЗЕРНЫХ РЕК¹

© 2021 г. О. В. Соколова^а, Т. Ю. Выручалкина^а,
И. В. Соломонова^а, С. Г. Добровольский^{а, *}

^аИнститут водных проблем РАН,
Москва, 119333 Россия

*e-mail: sgdo@bk.ru

Поступила в редакцию 03.06.2020 г.

После доработки 03.06.2020 г.

Принята к публикации 09.06.2020 г.

Сформирован объединенный архив данных по проточным озерам мира и многолетним изменениям стока регулируемых ими рек. Проанализированы особенности параметров озерных рек и их зависимости от характеристик озер. Высказана гипотеза о глобальной инвариантности коэффициента водообмена озер по отношению к среднему объему стока через озера. Изучено влияние коэффициента водообмена озер на многолетние изменения стока регулируемых рек. Показано, что с увеличением коэффициента в среднем уменьшается коррелированность годового, максимального и минимального стока смежных лет, а также средние порядки авторегрессионных моделей для описания многолетних изменений всех видов стока. Описано явление “перемежающейся нестационарности” для рядов годовых значений стока части озерных рек.

Ключевые слова: проточные озера, озерные реки, многолетние изменения, эффект “перемежающейся нестационарности”.

DOI: 10.31857/S0321059621010260

ВВЕДЕНИЕ

Цель настоящей работы – совместный количественный анализ характеристик проточных озер мира и закономерностей стока озерных рек. Попытки обобщить информацию по озерам мира предпринимались в большом количестве работ. Прежде всего следует отметить фундаментальные публикации в этой области Института озероведения РАН – работы В.А. Румянцева и соавторов [8–11], а также глобальную базу данных MGLD-MSSL [23] (в работе [23] приведена обширная библиография по глобальным озерным базам данных), издания [7, 12]. В основном перечисленные исследования и обобщения базируются на спутниковых данных, которые позволяют судить о числе озер, их общей площади, длине береговой линии, а также – с использованием ряда допущений и упрощений – об объемах воды в озерах, суммированных в пределах крупных регионов и глобально. В настоящей работе предлагается до-

полнить перечисленные исследования и другие работы такого плана анализом параметров тех проточных озер мира, для которых имеются длинные (не менее 20 лет) ряды стока регулируемых этими озерами рек, а также имеются расчеты характеристик многолетних изменений стока. Представляется, что в глобальном масштабе такое исследование проводится впервые. Для достижения поставленных в работе целей впервые сформирован объединенный архив данных по проточным озерам с использованием информации из указанных ниже источников и по стоку озерных рек – в формате электронных таблиц, позволяющем проводить расчеты при помощи специализированного алгоритмического языка. Для анализа закономерностей изменчивости изучаемых параметров во времени использована новая, предложенная авторами система статистических и стохастических оценок, основанная на теории случайных функций и ее прикладных методах.

В общей сложности использованы данные многолетних наблюдений в 376 створах на озерных реках (1128 рядов годового, максимального и минимального стока) – в сравнении с данными

¹ Работа выполнена в рамках темы РАН № 0147-2019-0003 (государственная регистрация № АААА-А18-118022090105-5) и № 0147-2019-0001 (государственная регистрация № АААА-А18-118022090056-0), а также при поддержке РФФИ (проект № 19-05-00375).

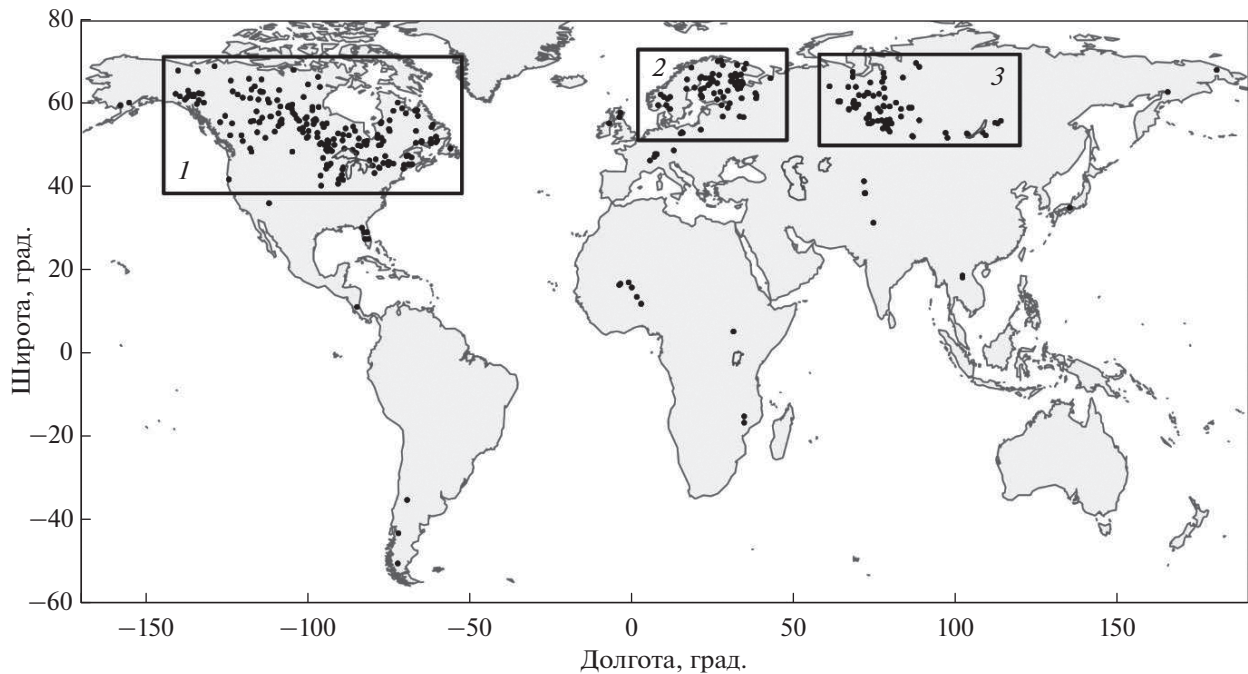


Рис. 1. Расположение использованных в работе створов на озерных реках. Цифрами обозначены основные ареалы озер: 1 – североамериканский, 2 – североевропейский, 3 – североазиатский. Отрицательные значения градусов на горизонтальной оси (долгот) и вертикальной оси (широт) соответствуют западному и южному полушариям.

наблюдений в 1660 створах на реках мира “основного” типа (неозерных незарегулированных). Анализируются характеристики 249 проточных озер, взаимосвязи между этими характеристиками, а также связи между параметрами озер и параметрами многолетних изменений стока регулируемых ими рек – отдельно для различных генетических типов озер. Продемонстрированы принципиальные различия между структурой многолетних колебаний озерных и неозерных рек и существенные различия характера влияния на режим стока параметров ледниковых и тектонических озер. Одним из наиболее существенных и неожиданных результатов работы представляется вывод о независимости, в среднем, коэффициента водообмена озер обоих генетических типов от средней величины стока соответствующих озерных рек.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

В работе использован архив данных по стоку озерных рек, созданный авторами статьи для 376 створов озерных рек мира (описание архива и источники информации – в [1, 2]). Архив представляет собой набор из 1128 рядов величин годового, максимального и минимального стока продолжительностью ≥ 20 лет. Расположение створов показано на рис. 1. Выделяются три основных ареала использованных в работе створов: североамериканский (198 створов), североевропейский (76) и североазиатский (72). Вне этих ареа-

лов на всей остальной территории суши находятся лишь 30 створов. Представляется, что эти цифры отражают соотношение количества проточных озер в различных регионах Земли: подавляющая их часть – озера ледникового, моренного происхождения, сосредоточенные в северных частях Америки и Евразии (классификация озер принята по [6, 13]).

Параметры водосборных бассейнов, замыкаемых представленными в работе створами, а также результаты анализа многолетних рядов годового, максимального и минимального стока методами, предложенными авторами и рассмотренными ниже, помещены в электронные таблицы фирмы StatSoft.

Указанный архив объединен в том же формате электронных таблиц с архивом данных по параметрам соответствующих проточных озер (данные из [4, 17–28] и из архивов авторов). В итоге основная часть сводной таблицы включает в себя данные по 142 параметрам стока регулируемых рек и по характеристикам соответствующих проточных озер. Для проточных озер в таблицу включены следующие количественные параметры: 1) код озера по генетической классификации озерных котловин; 2) и 3) географические координаты озера; 4) площадь поверхности озера; 5) объем озера; 6) максимальная глубина озера; 7) средняя глубина озера; 8) длина береговой линии; 9) площадь водосборного бассейна озера.

Таблица 1. Значения коэффициента a в уравнении (2)

Диапазоны значений r_1 и N	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6
$0.0 \leq r_1 \leq 0.9, 20 \leq N \leq 40$	0.879	6.249	7.260	-76.32	-0.127	-0.0402
$0.0 \leq r_1 \leq 0.9, 40 < N \leq 200$	1.009	1.941	18.16	-104.0	-0.423	-0.0254
$-0.9 \leq r_1 < 0.0, 20 \leq N \leq 40$	0.947	2.260	-5.61	-25.44	0.055	-0.0899
$-0.9 \leq r_1 < 0.0, 40 < N \leq 200$	1.008	2.094	-17.2	-109.3	0.397	-0.0245

Кроме того, в таблицу добавлялись ячейки, содержащие относительные величины, модули величин, логарифмы, а также ряд дополнительных расчетных параметров, например – коэффициент изрезанности береговой линии, коэффициент водообмена и др.

В соответствии с генетической классификацией озерных котловин изучаемые озера разделены на три группы: ледникового происхождения (моренные и моренно-тектонические) – 60.2%, тектонического происхождения (включая озера, образованные кратерами вулканов) – 9.7%, прочего происхождения – 30.1%.

МЕТОДЫ АНАЛИЗА ПАРАМЕТРОВ МНОГОЛЕТНИХ ИЗМЕНЕНИЙ СТОКА

Для анализа наблюдаемых рядов стока авторами статьи предприняты попытки совершенствования обычно используемых в таких случаях методов и формул расчета статистических и стохастических параметров – в свою очередь, базирующихся на теории случайных функций [5, 15, 16, 29, 30]. Так, предложена новая поправка к традиционной выборочной оценке ($r_{\text{выб}}$) коррелированности между значениями речного стока смежных лет (N – длина ряда, годы):

$$\Delta r_{\text{выб}} = \frac{0.945 + 3.05r_{\text{выб}}}{N} + \frac{4.73 + 18.6r_{\text{выб}} + 25.4r_{\text{выб}}^2}{N^2} \quad (1)$$

Выражение (1) играет роль поправки Резниковского–Костиной. Как видно из формулы, при увеличении длины ряда выражение (1) стремится к нулю, а формула для выборочного коэффициента автокорреляции приближается к обычной оценке.

Сравнение оценок (1) с оценками Резниковского–Костиной показывает, что первые обладают существенно меньшей смещенностью. Оценки Резниковского–Костиной предпочтительнее только для значений коэффициента автокорреляции ~ 0.9 , которые практически не встречаются при анализе многолетних рядов стока. Во всех остальных случаях – при значениях коэффициента от -0.9 до $+0.8$ – предлагаемые в настоящей работе оценки обладают преимуществом: для

20-летних рядов средняя смещенность авторских оценок по всем коэффициентам меньше в 27 раз, а для 40-летних рядов в 55 раз. В диапазоне наиболее распространенных значений коэффициентов автокорреляции – от 0.0 до 0.3 – оценки (1) уменьшают смещенность оценок Резниковского–Костиной в 7–236 раз (при длине рядов 20 и 40 лет). Для более значительных длин рядов оценки (1) также предпочтительнее оценок Резниковского–Костиной, хотя смещенность и тех и других, естественно, уменьшается при увеличении N .

Авторами статьи также предложена новая модификация метода Акаике оценки порядков стохастических (авторегрессионных) моделей M для описания многолетних изменений речного стока. Эта модификация устраняет недостаток существующих методов – сильную зависимость оценок от длины рядов наблюдений. В предложенном авторами подходе все длины рядов условно приравниваются к единой (стандартной); такое усовершенствование необходимо, так как все наблюдаемые ряды стока, использованные в настоящей работе, разной длины. В настоящем случае выбрана единая длина рядов – 40 лет, примерно соответствующая средней длине ряда наблюдений над стоком на реках мира, превышающей 20 лет (минимальное технически допустимое значение). Указанное “уравнивание” достигается умножением критерия Акаике AC [2] при нулевом порядке на специально подобранный корректирующий множитель K_{AC} (r_1 – аналог $r_{\text{выб}}$):

$$K_{AC} = a_1 + \frac{a_2 + a_3r_1}{N} + \frac{a_4}{N^2} + r_1(a_5 + a_6r_1). \quad (2)$$

Значения коэффициентов a для каждой из подобластей значений N и r_1 приведены в табл. 1.

Проверка введенного критерия на всех доступных авторам рядах годового стока неозерных незарегулированных рек России (571 ряд) показала, что при применении формулы (2) устраняется зависимость оценок порядков авторегрессионных моделей от длины рядов; а именно: при переходе от длин рядов 20 лет к длинам рядов порядка 110 лет критерий Акаике дает среднее увеличение порядка моделей на ~ 1 , что существенно и критично; применение формулы (2) приводит к неменяющейся, в среднем, оценке порядков, равной ~ 0.5 .

Исключительно важен при анализе как наблюдаемых, так и модельных рядов стока вопрос о стационарности процессов. С точки зрения авторов, до недавних пор в гидрологии понятие стационарности зачастую неправомерно подменялось понятием однородности, само определение которой, с точки зрения теории случайных функций, некорректно. Для изучения вопроса о стационарности или нестационарности изменений стока авторами предложены новые двусторонние критерии применимости нулевой гипотезы – раздельно для стационарности/нестационарности по математическому ожиданию (среднему значению), стандарту (дисперсиям), автокоррелированности (коррелированности стока смежных лет). Критерий оценки стационарности/нестационарности по математическому ожиданию основывался на оценке стандартов разностей между выборочными средними значениями $M_{\text{выб}}$ различных сегментов рядов (пересчитанных в выборочные значения гауссовских случайных величин), в случае стационарности процессов – для рядов длиной ≥ 40 лет. Стандарты разностей, в свою очередь, аппроксимированы аналитическими выражениями, полученными по результатам экспериментов методом Монте–Карло:

$$\begin{aligned} & \sigma(M_{\text{выб}}^2 \text{ МК} - M_{\text{выб}}^1 \text{ МК}) = \\ & = 0.07 + \frac{15.3279 - 12.1355 \lg(1 - r_1)}{N} - \quad (3) \\ & - \frac{239.147}{N^2} - \lg(1 - r_1)[0.3702 + 0.0011 \lg(1 - r_1)]. \end{aligned}$$

Аналогично получены формулы для оценки стандартов разностей стандартов и автокоррелированностей для различных сегментов рядов [2].

Добавим также, что приведенные выше формулы получены с использованием нового, предложенного авторами экономичного алгоритма генерирования псевдослучайных гауссовских чисел; использованы также промежуточные, новые формулы для оценок стандартов случайных коррелированных по времени последовательностей (описаны в [2]).

Окончательно для оценки степени стационарности/нестационарности рядов стока были введены “индексы” стационарности по среднему значению I_{SM} , по стандартам I_{SS} и по коррелированности стока смежных лет I_{SR} . Индексы представляют собой частное от деления разности оценок соответствующего параметра, осредненных по различным сегментам ряда, на величины, рассчитанные по формуле (3) и по аналогичным формулам для автокоррелированности и стандартов. Единичные, по модулю, выборочные значения индексов стационарности соответствуют стандартным отклонениям, присущим абсолютно стационарным (во введенном авторами пони-

мании) последовательностям, значение 1.96 соответствует двум стандартам.

АНАЛИЗ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ПАРАМЕТРОВ ПРОТОЧНЫХ ОЗЕР

Оценка плотности вероятности практически всех параметров озер, перечисленных в разделе “Исходные данные”, в первом приближении тяготеет к геометрическому распределению (рис. 2а). В ряде случаев применимыми оказались более детальные (в то же время сравнительно простые) аналитические аппроксимации плотности вероятности; например, в случае максимальных глубин озер – логнормальное распределение (рис. 2б). Следует, однако, заметить, что даже в такого рода случаях определенным преимуществом обладают геометрические аппроксимации – как своей универсальностью, так и тем, что они позволяют “обойти” проблему самых малых озер, непосредственный анализ параметров которых невозможен из-за их громадного количества, отсутствия соответствующей информации и неопределенности границ между понятиями “озеро”, “пруд”, “болото” и т.д.

В табл. 2 приведены средние значения количественных параметров проточных озер мира для обобщения информации данного раздела и первоначального анализа архива данных озер и регулируемых ими рек. Для повышения значимости статистических оценок озера моренного и морено-тектонического происхождения объединены в табл. 2 в один генетический тип – “ледниковые”, а тектонические и вулканические – в тип “тектонические”.

При сравнении двух основных обобщенных типов озер – “ледниковых” и “тектонических” – прежде всего обращает на себя внимание то, что площади поверхности озер и площади водосборных бассейнов имеют один порядок, однако значения других основных параметров существенно расходятся. Так, средняя глубина у озер первого типа в 3 раза меньше, чем у второго, средний объем на порядок меньше (табл. 2). Соответственно, коэффициент проточности в первом случае в разы, а площадь водосборного бассейна – в полтора раза больше, чем во втором. Эта закономерность, очевидно, объясняется менее пересеченным характером местности вокруг озер ледникового происхождения, чем водосборов озер тектонического происхождения, само название которых говорит об интенсивных геологических процессах на соответствующих территориях.

Повторим, что в рассматриваемый архив вошли данные лишь по малой части проточных озер мира, поэтому приведенные в табл. 2 средние величины скорее ориентировочны. Тем не менее представляется, что таблица отражает принципи-

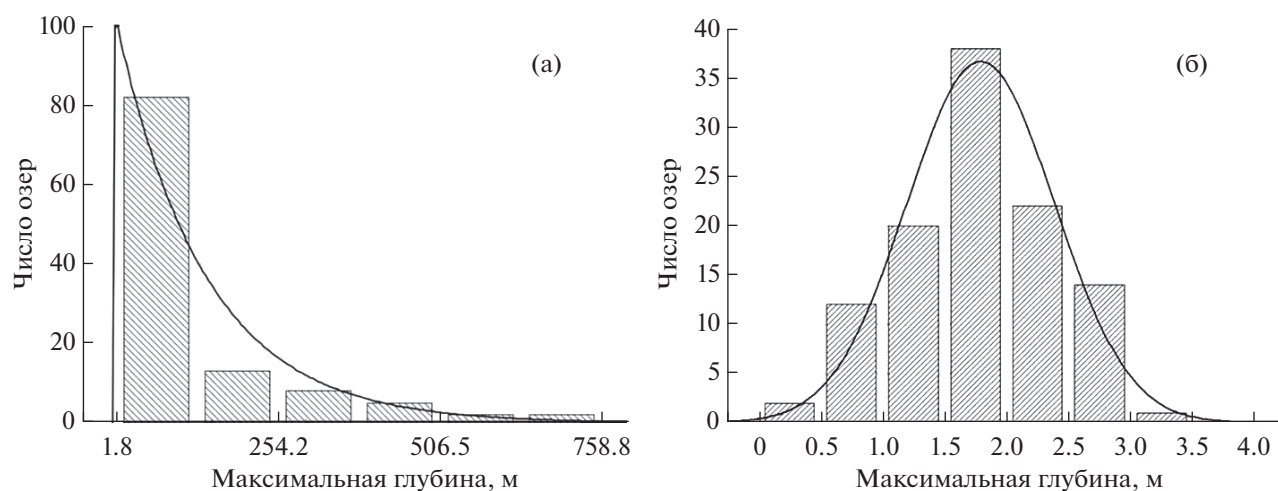


Рис. 2. Гистограммы плотностей вероятности максимальной глубины проточных озер: а – исходные величины, б – логарифмы максимальных глубин. Сплошные кривые – аналитические аппроксимации геометрическим (а) и нормальным (б) распределением.

альные различия между параметрами двух основных групп проточных озер.

Представляют интерес соотношения между значениями коэффициентов водообмена озер и теми величинами, по которым они рассчитываются, – объемами озер и средним потоком через озеро – для озер различного генетического типа. Парадоксально то, что график зависимости коэффициента водообмена озер ледникового происхождения от среднего потока через озеро указывает на отсутствие статистически значимой зависимости (рис. 3а). Напротив, график соотношений коэффициентов и объемов озер (рис. 3б) показывает четкую связь, близкую к линейной в билигарифмических шкалах, с тангенсом угла наклона линии регрессии, равным примерно -0.3 . Так как объем находится в знаменателе формулы для коэффициента, априори можно было бы ожидать более быстрого уменьшения значения коэффициента водообмена с увеличением объемов озер. По-видимому, своеобразная форма графика на рис. 3 – следствие

специфических соотношений водных потоков и рельефа местности в областях ледниковых озер.

Интересно то, что для озер тектонического происхождения также отсутствует зависимость коэффициента водообмена от среднего годового стока из озера: коэффициент линии регрессии в этом случае составляет величину даже меньшую, чем в уравнении на рис. 3а, -0.45 . В то же время коэффициент в уравнении регрессии, аналогичном уравнению на рис. 3б, составляет -0.66 – намного меньшую величину, чем для ледниковых озер.

Возвращаясь к описанному выше неожиданному результату исследования – “глобальной инвариантности” коэффициента водообмена озер по отношению к среднему стоку из озер (что подтверждается и малым значением парной корреляции между величинами на осях графика 3а – всего 0.02), можно попытаться дать объяснение этому эффекту. С точки зрения авторов статьи, объяснением может быть намного большее разнообразие объемов озер по сравнению со стоком

Таблица 2. Средние значения количественных параметров озер мира

Группы озер по происхождению	Площадь зеркала, км ²	Средняя глубина, м	Объем озера, км ³	Коэффициент водообмена, %	Площадь водосбора, км ²
Ледниковые	1980	26.4	144.9	13.0	74694
Тектонические	2311	78.4	1499.0	1.9	50710
Прочие	1476	38.6	429.6	23.6	20338
Все	1855	35.3	299.6	14.4	56663

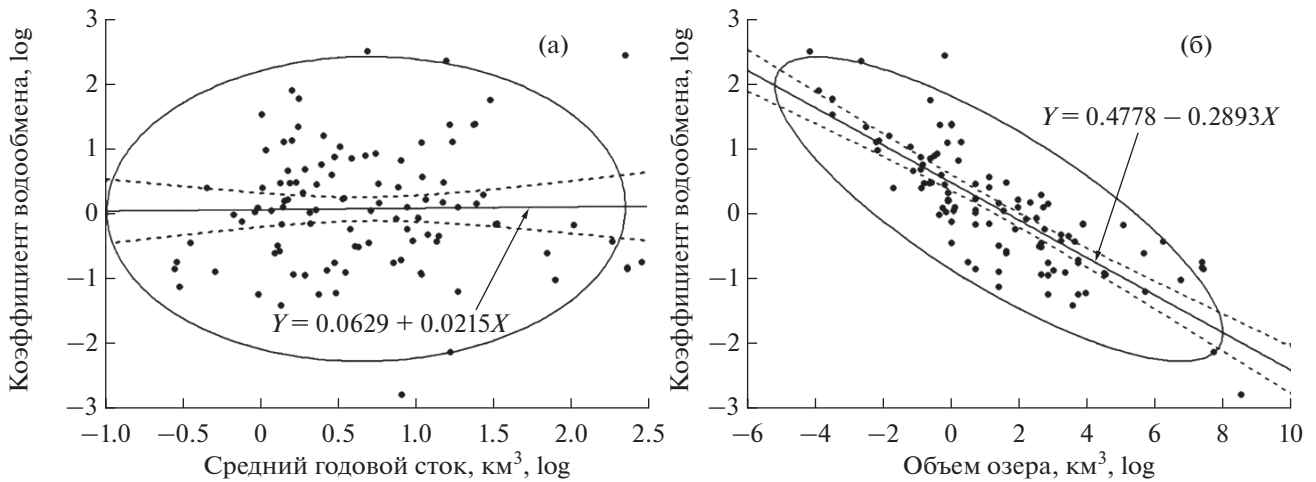


Рис. 3. Соотношения между коэффициентами водообмена озер ледникового происхождения и средним годовым потоком через ледниковые озера (а), объемами озер (б), в билогарифмических шкалах. Прямая линия – линейная аппроксимация методом наименьших средних квадратов. Пунктирные линии обозначают 95%-й доверительный интервал для линии регрессии. Овал – 95%-й эллипс рассеяния.

из озер. Так, диапазон рассмотренных величин годового стока из ледниковых озер составляет около трех порядков (от 0.27 до 286 км³/год), в то время как диапазон объемов изучаемых озер составляет более пяти порядков (от 0.0155 до 5000 км³). Соответственно, дисперсия вариаций объемов озер в ~170 раз превышает дисперсию вариаций годовых объемов стока. Иными словами, объемы озер намного сильнее влияют на коэффициент водообмена, чем объемы стока. Фундаментальной причиной этого является принципиальная разница размерностей ключевых объектов, формирующих основные параметры: водосборные бассейны, формирующие сток, в первом приближении существенно двухмерны, в то время как котловины озер, определяющие объем озерных вод, трехмерны.

В качественном, географическом плане “азональность”, т.е. слабая зависимость, “внутреннего водообмена озер” (связанного с коэффициентом водообмена) от стока через озеро отмечена К.К. Эдельштейном [14].

ПАРАМЕТРЫ СТОКА ОЗЕРНЫХ РЕК И ЕГО МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Представляет интерес сопоставление параметров стока озерных рек и его многолетних колебаний со стоком рек “основного” типа (по классификации [1]) – неозерных незарегулированных – количество использованных створов на которых в упомянутой работе составило 1660. Средняя площадь водосборного бассейна всех исследованных озерных рек, в том числе и не входивших в объединенный с параметрами озер архив (59795 км²),

несколько меньше площади бассейнов рек основного типа (68 275 км²), хотя и имеет тот же порядок. Близки также и средние значения годового слоя стока для рек обоих типов – соответственно 339 и 325 мм. В то же время средний годовой сток озерных рек в ~2 раза меньше аналогичной величины для рек основного типа – соответственно 11.4 и 23.2 км³/год.

Существенно различие особенностей сезонных изменений стока озерных рек и рек основного типа. Для характеристики сезонных колебаний стока авторами введен “индекс сезонной изменчивости стока” I_S , представляющий собой частное от деления разности между средними значениями стока в наиболее и наименее многоводные месяцы на среднюю величину годового стока (при этом все величины должны иметь одинаковые размерности, например – м³/с). Если для рек основного типа в среднем $I_S = 3.0$, то для озерных рек величина почти в полтора раза меньше: $I_S = 2.2$. Очевидно, что озера, таким образом, играют роль демпфирования сезонных колебаний. Интересно то, что близки количественные результаты демпфирования стока другими типами емкости влаги – водохранилищами и горными ледниками: для рек соответствующего типа питания средняя величина I_S составляет 2.2 и 2.1.

Очень существенна разница между типами стохастических моделей, описывающих многолетние изменения стока озерных рек и неозерных незарегулированных рек. На рис. 4 показаны гистограммы распределения рядов годового стока по наиболее характерным параметрам – порядкам авторегрессионных моделей (к использова-

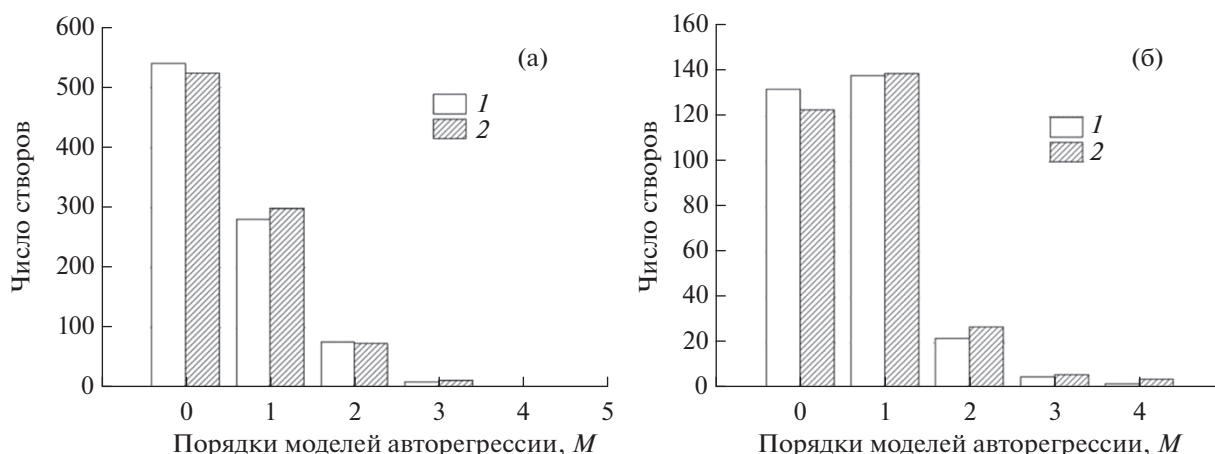


Рис. 4. Гистограммы порядков авторегрессионных моделей, описывающих многолетние колебания годового стока рек. а – реки основного типа (неозерные незарегулированные); б – озерные реки. 1 – исходные ряды; 2 – ряды, пересчитанные в выборочные значения гауссовских случайных величин.

нию которых приводит метод наибольшей энтропии, широко применяющийся в настоящее время для анализа временных рядов в науках о Земле).

График на рис. 4 показывает, что если для основного типа рек модели с нулевым порядком авторегрессии (так называемый “белый шум”) абсолютно преобладают над моделями всех других порядков, то для озерных рек, напротив, ведущая роль принадлежит ненулевым порядкам (модели так называемых “марковских цепей”). Иными словами, сток озерных рек значительно более инерционен во времени по сравнению со стоком рек основного типа. Очевидно, что это обстоятельство объясняется инерционностью озер – промежуточных аккумуляторов речного стока.

Проведенное авторами исследование позволяет более детально изучить особенности изменений речного стока, регулируемого озерами различных генетических типов. Табл. 3 показывает, что различия коэффициента вариации C_V между величинами стока рек, регулируемых ледниковыми и тектоническими озерами, невелики, причем для всех видов стока. Вместе с тем коррелированность r_1 годового и максимального стока смежных лет для “тектонических” рек на ~ 0.1 (существенная величина для данного параметра) превышает аналогичную величину для рек, вытекающих из озер ледникового происхождения. Очевидно, что это связано с намного более значительным объемом озер тектонического происхождения. Этим же обстоятельством объясняется принципиальное различие между средними порядками M авторегрессионных моделей максимального стока: соответственно 0.393 и 0.550. Иными словами, если при описании многолетних изменений максимального стока рек, вытекающих из ледниковых озер, преобладает модель

белого шума, то соответствующая модель для “тектонических” рек ближе к модели марковского типа. Для рядов годового и минимального стока обеих типов озерных рек модель простой марковской цепи – процесса авторегрессии первого порядка – преобладает.

СООТНОШЕНИЯ МЕЖДУ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ МНОГОЛЕТНИХ ИЗМЕНЕНИЙ СТОКА ОЗЕРНЫХ РЕК И ПАРАМЕТРАМИ ОЗЕР

Представляет интерес соотношение общей изменчивости стока озерных рек, C_V годового стока, с параметрами озер – прежде всего со средними объемами проходящей через озеро воды. Соответствующий график для озер ледникового происхождения показан на рис. 5.

Полезно сопоставить указанный график с аналогичным графиком для рек основного типа – неозерных незарегулированных [3]. В случае озерных рек зависимость в первом, линейном приближении описывается законом $-1/6$, в то время как зависимость для рек основного типа соответствует закону $-1/2$. Показательно, что C_V для рек основного типа не только существенно превышает значение коэффициента для рек озерного питания, но и в большей степени зависит от среднего стока. По-видимому, отмеченная закономерность связана с общим демпфирующим влиянием озера на регулируемый им поток. Отметим, что наклон линии регрессии в случае тектонических озер еще меньше, чем на рис. 5, и статистически значимо неотличим от нуля.

Расчеты показывают, что наблюдается четкая связь между параметрами озер (в данном случае

Таблица 3. Средние параметры многолетних изменений стока регулируемых озерами рек (C_V – коэффициент вариации; r_1 – коррелированность между величинами стока смежных лет; M – средний порядок модели авторегрессии; M^1 – средний обобщенный порядок авторегрессии, приравниваемый к единице при $M > 1$)

Виды стока	Параметр	Реки, зарегулированные озерами, следующих типов	
		ледниковые	тектонические
Годовой	C_V	0.270	0.265
	r_1	0.309	0.401
	M	0.670	0.850
	M^1	0.574	0.750
Максимальный	C_V	0.332	0.325
	r_1	0.147	0.225
	M	0.393	0.550
	M^1	0.384	0.400
Минимальный	C_V	0.350	0.365
	r_1	0.383	0.396
	M	0.920	0.907
	M^1	0.705	0.700

прежде всего коэффициентами водообмена озер) и размахом сезонных колебаний стока озерных рек. На рис. 6 помещены соответствующие графики для двух основных обобщенных типов озер.

Один из основных параметров многолетних колебаний речного стока – коррелированность между величинами стока смежных лет r_1 . В [2, 3]

показано, что эта характеристика, соответствующая модели авторегрессии первого порядка (в свою очередь, преобладающих при описании стока озерных рек), в основном определяет структуру изменений стока в климатических, в понимании К. Хассельманна, масштабах времени. На рис. 7 показаны зависимости r_1 от коэффициента водообмена.

Приведем график зависимости средних порядков моделей авторегрессии M от основного параметра озер – коэффициента водообмена на примере озер тектонической группы (рис. 8). Порядок M – агрегированная характеристика, обобщающая структуру колебаний стока в климатическом масштабе времени. Характерно уменьшение среднего порядка авторегрессии для всех видов стока с увеличением коэффициента водообмена. При этом для всех видов стока преобладающими остаются модели первого порядка: во всем диапазоне величин коэффициента водообмена M имеет значения 1.0 ± 0.4 .

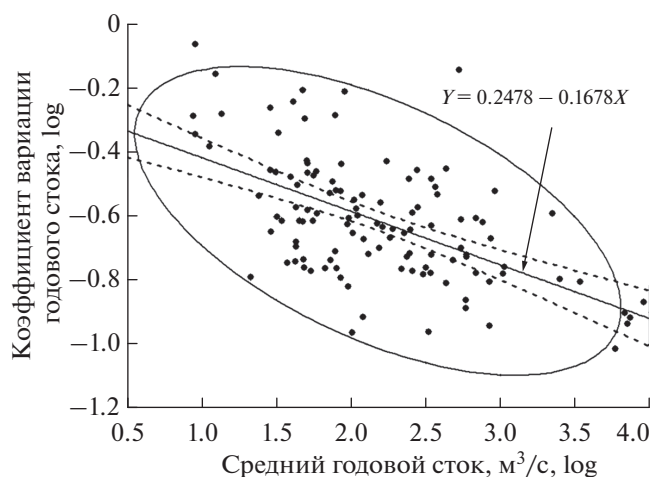


Рис. 5. Зависимость коэффициента вариации C_V годового стока озерной реки от средней годовой величины стока (в билогарифмических шкалах). Наклонная прямая – линейная аппроксимация поля точек методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов. Пунктирные линии – 95%-й доверительный интервал для линии регрессии. Овал обозначает 95%-й эллипс рассеяния.

СТАЦИОНАРНОСТЬ СТОКА ОЗЕРНЫХ РЕК И ЯВЛЕНИЕ ПЕРЕМЕЖАЮЩЕЙСЯ НЕСТАЦИОНАРНОСТИ

Все сказанное выше относится к анализу многолетних рядов стока озерных рек при предположении об их принадлежности к реализациям стационарных случайных последовательностей. Вместе с тем именно для стока озерных рек характерна заметная доля рядов, содержащих стати-

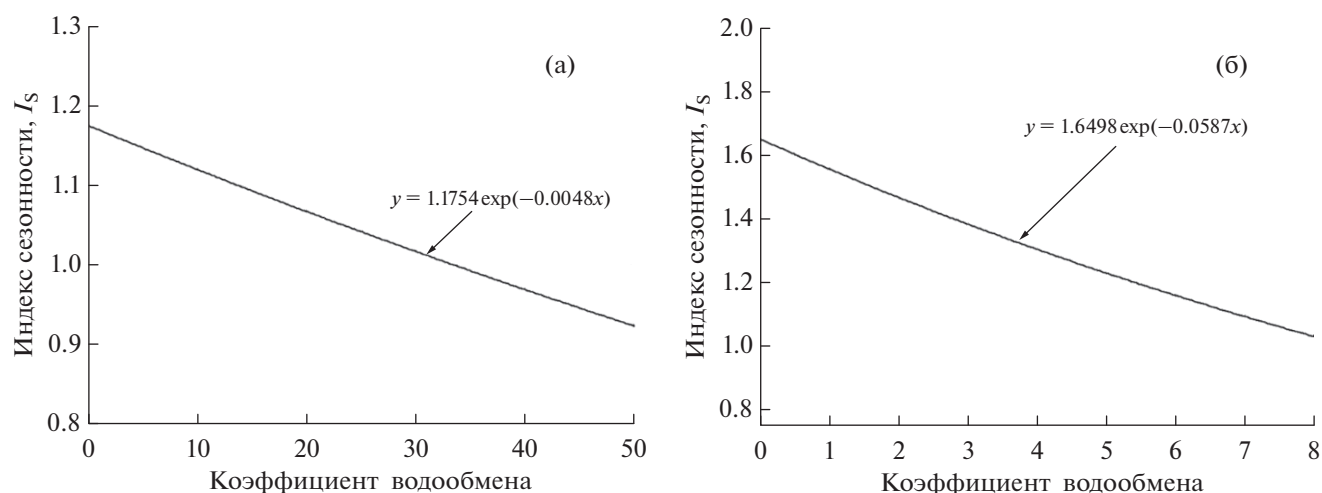


Рис. 6. Зависимости индексов сезонности I_S от коэффициентов водообмена озера ледниковой (а) и тектонической (б) групп. Экспоненциальные аппроксимации.

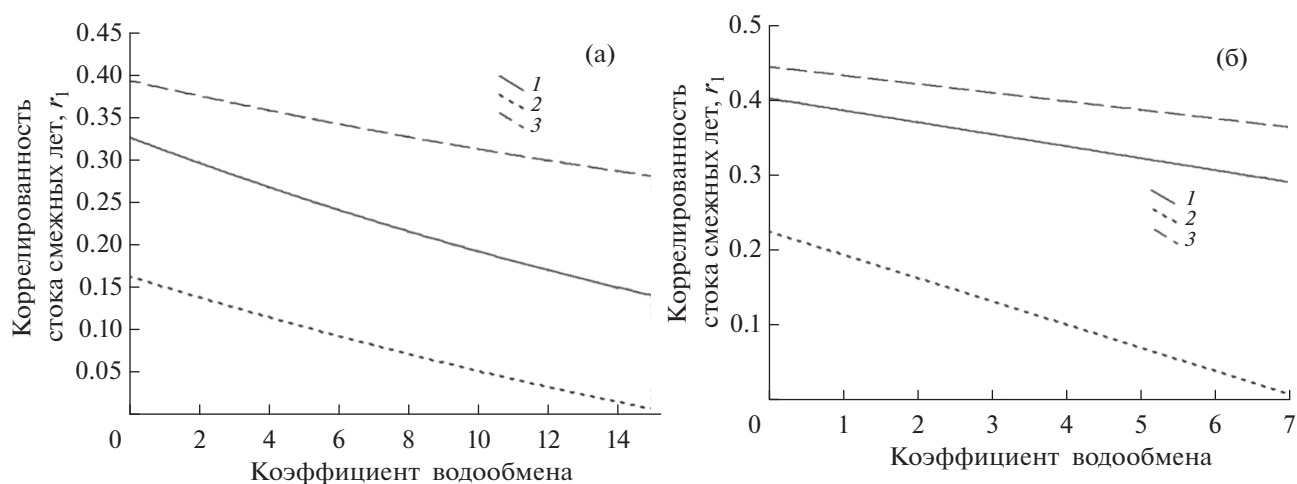


Рис. 7. Зависимости коррелированности годового (1), максимального (2), минимального (3) стока озерных рек смежных лет от коэффициентов водообмена озера ледниковой (а) и тектонической (б) групп. Аппроксимация методом экспонент.

Таблица 4. Проценты рядов стока, характеризующиеся наличием “перемежающейся” нестационарности (в скобках – доля, %, рядов различной длины, характеризующихся наличием нестационарностей типа монотонных трендов)

Тип реки	Годовой сток	Максимальный сток	Минимальный сток
Основной	+4% (+4%)	0% (+4%)	+12% (+17%)
Озерный	+12% (+11%)	+9% (+19%)	+20% (+23%)
Ледниковый	-5% (+10%)	+1% (+6%)	+21% (+30%)

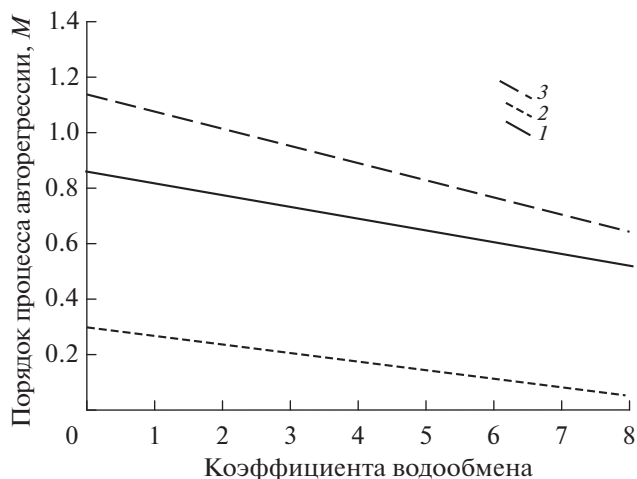


Рис. 8. Зависимости порядков авторегрессионных моделей годового (1), максимального (2), минимального (3) стока озерных рек от коэффициентов водообмена озер тектонической группы. Аналитическая аппроксимация осуществлена методом экспонент.

стически значимые тренды — неслучайные изменения матожидания — как монотонного, так и перемежающегося типов — чередование внутри одного и того же ряда сегментов с положительными и отрицательными статистически значимыми трендами средних значений, а также стационарных сегментов. В табл. 4 приведены определенным образом рассчитанные доли многолетних рядов стока озерных рек, характеризующиеся явлением “перемежающейся” (ПН) и “монотонной” нестационарности в сравнении с соответствующими долями рядов стока рек основного типа и рек ледникового питания.

Табл. 4 показывает, что доля рядов стока озерных рек с ПН, как правило, в разы превышает соответствующую долю для основного типа рек (не зарегулированных озерами и плотинами и не

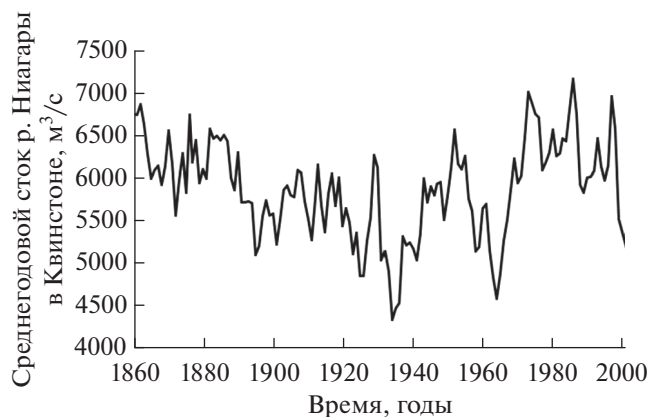


Рис. 9. Изменения среднегодового стока р. Ниагары в створе Квинстон.

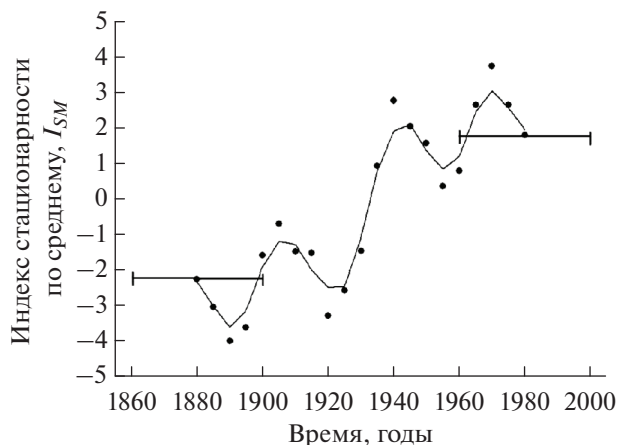


Рис. 10. Изменения индексов стационарности по среднему I_{SM} (точки) годового стока р. Ниагары. Кривая — аппроксимация методом робастной регрессии. Отрезки обозначают длину сегментов, по которым оценивались значения индекса.

ледникового питания). Особенно велика рассматриваемая доля для рядов минимального стока: $\sim 1/5$ всех рядов. В этом отношении ряды стока озерных рек ближе к рядам стока рек ледникового питания.

В качестве примера многолетних изменений стока озерной реки, характеризующихся явлением ПН, на рис. 9 приведен график колебаний среднегодовых расходов р. Ниагары в створе Квинстон за 141 год. На рис. 10 продемонстрирована статистическая значимость явления ПН — изменения индекса I_{SM} , принципы расчета которого изложены в [2].

Для реализаций стационарных последовательностей, пересчитанных в выборочные значения гауссовских случайных величин, I_{SM} распределен нормально, с единичным стандартом. График на рис. 10 показывает, что статистически значимые отрицательные тренды первой половины ряда сменились статистически значимыми положительными трендами второй половины ряда.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Подавляющее число озер имеет ледниковое (моренное или морено-тектоническое) происхождение. Такого рода озера и ближайšie к ним створы озерных рек в основном группируются в пределах трех отчетливо выраженных ареалов — североамериканского, североевропейского и североазиатского.

Для многолетних рядов стока озерных рек характерна повышенная — по сравнению с неозерными незарегулированными реками — доля описывающих эти ряды нестационарных по

математическому ожиданию последовательностей. Причем указанная нестационарность имеет как монотонный характер, так и характер “переменяющейся нестационарности”.

В то время как средние величины площади зеркала и площади водосборных бассейнов для двух основных обобщенных типов озер (ледниковых и тектонических) имеют один порядок, математические ожидания остальных параметров: средних и максимальных глубин, длин береговой линии, в особенности объемов, — для тектонической группы озер существенно больше.

Плотности вероятности всех основных параметров озер в первом приближении описываются геометрическими распределениями. Для ряда параметров в качестве второго приближения применимы более детальные типы аналитических распределений — логнормальное, логэкстремальное и т.п.

Парадоксально то, что в среднем коэффициент водообмена как ледниковых, так и тектонических озер не зависит статистически значимо от средней величины стока из озера. Напротив, зависимость коэффициента водообмена от объема озера в среднем ярко выражена.

В целом, для тех рядов стока озерных рек, для которых приемлема гипотеза стационарности, характерны повышенные по сравнению с неозерными незарегулированными реками (“основной тип”) значения автокоррелированности и пониженные значения коэффициентов вариации всех видов стока. Для озерных рек, в отличие от рек основного типа, типично преобладание авторегрессионных моделей первого и высших порядков над моделями нулевого порядка (белого шума). Причем автокоррелированность стока и средние порядки авторегрессии выше для тектонических, чем для ледниковых, озер.

Осредненные зависимости коэффициентов вариации C_v годового стока озерных рек от среднего стока отличаются от аналогичных зависимостей для основного типа рек (“закон степени минус одна вторая”).

При увеличении коэффициента водообмена для обоих обобщенных типов озер и для всех видов стока (годового, максимального и минимального) отмечается уменьшение коэффициента сезонности (относительной амплитуды сезонных колебаний) и автокоррелированности стока.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Добровольский С.Г. Межгодовые и многолетние изменения стока рек мира // Вод. ресурсы. 2011. Т. 38. № 6. С. 643–660.
2. Добровольский С.Г. Глобальные изменения речного стока. М.: Геос, 2011. 660 с.
3. Добровольский С.Г. Глобальная гидрология. Процессы и прогнозы. М.: Геос, 2017. 526 с.
4. Доманицкий А.П., Дубровина Р.Г., Исаева А.И. Реки и озера Советского Союза: Справочные данные / Под ред. А.А. Соколова. Л.: Гидрометеиздат, 1971. 104 с.
5. Колмогоров А.Н. Основные понятия теории вероятностей. М.: Наука, 1974, 119 с.
6. Мякишева Н.В. Многокритериальная классификация озер. СПб.: РГГМУ, 2009. 160 с.
7. Реки и озера мира. М.: Энциклопедия, 2012. 917 с.
8. Румянцев В.А., Драбкова В.Г. Великие озера мира. СПб.: Лема, 2012. 372 с.
9. Румянцев В.А., Драбкова В.Г., Измайлова А.В. Большие озера в условиях полярных и умеренных широт Земли // Изв. РГО. 2010. Т. 142. Вып. 3. С. 11–18.
10. Румянцев В.А., Драбкова В.Г., Измайлова А.В. Большие озера Европы: ресурсный потенциал и экологические проблемы // Изв. РГО. 2011. Т. 143. Вып. 2. С. 1–14.
11. Румянцев В.А., Измайлова А.В., Ульянова Т.Ю. Информационная система “Озера Земли” // Изв. РГО. 2009. Т. 141. Вып. 3. С. 8–14.
12. Рянжин С.В. Новые оценки глобальной площади и объема воды естественных озер мира // Докл. РАН. 2005. Т. 401 (2). С. 253–257.
13. Эдельштейн К.К. Лимнология. М.: Юрайт, 2017. 398 с.
14. Эдельштейн К.К. Гидрология материков. М.: Академия, 2005. 303 с.
15. Яглом А.М. Введение в теорию стационарных случайных функций // Успехи математических наук. 1952. Т. 7. Вып. 5 (51). С. 3–168.
16. Яглом А.М. Корреляционная теория стационарных случайных функций. С примерами из метеорологии. Л.: Гидрометеиздат, 1981. 280 с.
17. The National Map. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.geonames.usgs.gov> (дата обращения: 03.02.2020)
18. ILEC World Lake Database. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.wldb.ilec.or.jp> (дата обращения: 03.02.2020)
19. Järviwiki by the Finnish Environment Institute (SYKE). [Электронный ресурс]. URL: <http://www.jarviwiki.fi> (дата обращения: 03.02.2020)
20. Lakepedia. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.lakepedia.com/> (дата обращения: 03.02.2020)
21. Lehner B., Doll P. Development and validation of a global database of lakes, reservoirs and wetlands // J. Hydrol. 2004. V. 296. P. 1–22.
22. Messenger M.L., Lehner B., Grill G. et al. Estimating the volume and age of water stored in global lakes using a geo-statistical approach // Nat. Commun. 2016. V. 7. P. 13603.
23. Ryzanzhin S.V., Geller W. Reviews of the MGLD-MSSL Global Lakes Database // Int. J. Lakes Rivers. 2006. V. 1 (2). P. 50–60.
24. Starosolszky O. Lake hydraulics // Hydrol. Sci. 1974. V. 19 (1). P. 99–114.

25. Swedish Meteorological and Hydrological Institute (SMHI). [Электронный ресурс]. URL: <http://www.vattenwebb.smhi.se> (дата обращения: 03.02.2020)
26. The Norwegian Water Resources and Energy Directorate (NVE). [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nve.no> (дата обращения: 03.02.2020)
27. Topographic Information of Natural Resources Canada (NRCan). [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nrcan.gc.ca> (дата обращения: 03.02.2020)
28. UNEP Africa's Lakes: Atlas of Our Changing Environment. Nairobi, Kenya: UNEP, DEWA Earth Print, 2006. 90 p. [Электронный ресурс]. <http://hdl.handle.net/20.500.11822/9137> (дата обращения: 03.02.2020)
29. *Yaglom A.M.* An introduction to the theory of stationary random functions. N. Y.: Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1962. 235 p.
30. *Yaglom A.M.* Correlation theory of stationary and related random functions. Berlin: Springer, 1987. V. 1. Basic results. 526 p.