

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 556.551

МЕЖГОДОВЫЕ И МНОГОЛЕТНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ СТОКА РЕК МИРА¹

© 2011 г. С. Г. Добровольский

Институт водных проблем Российской академии наук

119333 Москва, ул. Губкина, 3

Поступила в редакцию 20.04.2010 г.

Проанализированы данные о годовых объемах стока, максимальном и минимальном стоке примерно в 3 тыс. створах на реках мира, содержащиеся в международных архивах, а также данные о суммарном стоке в Мировой океан. Реки, бассейны которых замыкаются использованными в работе створами, были разделены на 6 групп в зависимости от типа питания, степени озерности и степени потенциального антропогенного воздействия на режим стока. Для каждого стокового ряда были проанализированы 22 исходных количественных параметра речных бассейнов и характеристик стока, а также вплоть до 102 базовых рассчитанных автором числовых параметров – в том числе параметры стохастических моделей, идентифицированных для каждого ряда. Для того, чтобы исследовать вопрос о влиянии негауссовости стоковых рядов на результаты анализа, для каждого створа расчеты проделывались в двух вариантах: для исходных рядов и для рядов величин, пересчитанных в нормально распределенные. Показано, что большинство рядов годового и максимального стока неозерных рек с антропогенно ненарушенным режимом (включая реки ледникового питания) в масштабе времени порядка десятилетий удовлетворительно описываются при помощи последовательности некоррелированных по времени случайных величин. Преобладающие при описании рядов годового стока озерных рек и рек, в бассейне которых находятся крупные водохранилища и ирригационные системы, а также при описании рядов минимального стока рек всех типов – модели процесса авторегрессии первого порядка и модели более высоких порядков.

Ключевые слова: речной сток, глобальные изменения.

Несмотря на то что изучению многолетних колебаний стока посвящено большое количество работ, анализ изменчивости годовых объемов стока большого количества рек мира был последовательно (с использованием стохастических моделей) осуществлен лишь в одном труде – “Многолетние колебания речного стока” [17]. В этой монографии на основе изучения стоковых рядов в 339 створах впервые было показано, что многолетние изменения годового стока большинства рек мира, для которых имелись соответствующие данные наблюдений, в первом приближении удовлетворительно описываются при помощи малопараметрических моделей стационарных случайных последовательностей.

К настоящему времени назрела необходимость провести количественный анализ изменчивости стока рек мира на новом уровне – с учетом большего количества данных по стоку и новых компьютерных возможностей. Другое отличие настоящей работы – использование в ней прикладных методов теории случайных функций, неизвестных в первой половине 1970-х гг. Наконец, новые подходы к изучению колебаний стока в данном случае связаны с разработкой в последние десятилетия стохастиче-

ской теории климата [29, 33, 34, 42], рассматривающей воды суши как компоненту глобальной климатической системы и помогающей лучше понять причины и закономерности изменчивости стока в климатических масштабах времени. В осуществлении этих новых возможностей и в выявлении на этой основе новых закономерностей применительно к анализу изменений стока в глобальном масштабе и заключалась цель настоящего исследования.

ИСХОДНАЯ ИНФОРМАЦИЯ

В работе были использованы 6 архивов: глобальная база данных по стоку университета Висконсина [40]; архивы данных по стоку, подготовленные в рамках международных проектов “Глобальные базы данных для моделей суши и атмосферы” (Global Data Sets for Land-Atmosphere Models) и “Международный спутниковый проект климатологии поверхности суши” (International Satellite Land Surface Climatology Project) [36]; глобальный архив данных по речному стоку, сформированный Центром распределенных активных архивов (EOSDIS) Национальной лаборатории Ок Ридж (США) [44]; архив Глобального центра данных по речному стоку [32]; а также личный архив автора. Как правило, перечисленные архивы содержали информацию о стоке в

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проекты 07-05-00547, 09-05-00389, 10-05-00671).

створах, замыкающих речные бассейны площадью не менее ~2500 км². Таким образом, рассматриваются преимущественно те реки, которые часто называют средними и большими, и не рассматриваются реки, которые принято называть малыми. (О разделении бассейнов по площади и связанной с этим дискуссии упоминается, например, в [1]; классификации, в соответствии с которыми многие из рассматриваемых автором рек попадают в разряд малых, — в [5]). Заметим, что, как показано в ряде работ, например [16], при площадях бассейнов менее примерно 3000 км² основные параметры многолетней изменчивости стока не зависят существенно от площади бассейна.

Первичная обработка исходной информации заключалась в следующем. Створы идентифицировались и картировались при помощи электронного атласа [38] в азимутальной проекции. С использованием карт из этого атласа, а также — в ряде случаев — с использованием атласа космических снимков [31] выявлялись ошибки в координатах створов, названиях рек и створов, площадях водосборных бассейнов, замыкаемых створами. Затем выявлялись ошибки в данных наблюдений, ошибочные величины удалялись. Выделялись непрерывные ряды величин годового стока, максимального и минимального стока длиной, как правило, не менее 20 лет. В ряде случаев, для территорий с очень редкой сетью речных постов, для расчета нормы и слоя стока использовались ряды длиной от 10 до 20 лет. В случае, если в ряде был один пропуск, он заполнялся методом Ульриха—Бишопа [43]. Наконец, данные архивов подвергались взаимной сверке. В случае разночтений по возможности выяснялась причина ошибок.

В результате для целей настоящей работы был сформирован электронный архив данных по 2942 створам рек; из них 351 створ находится в Африке, 933 — в Северной Америке, 307 — в Южной Америке, 1267 — в Евразии (733 в России, 300 в зарубежной Европе, 234 в зарубежной Азии), 84 в Австралии. Наиболее полное покрытие створами отмечается для Северной Америки (кроме Мексики) и зарубежной Европы (кроме части территории Украины и Белоруссии). Сравнительно полно освещена территория России, а также территория Южной Америки (кроме части территории Перу и Чили и территории Боливии). Редкая сеть створов или полное отсутствие створов характерно для значительных по размеру частей зарубежной Азии, Африки и Австралии. Большинство территорий, на которых отсутствуют наблюдения за стоком, — пустынные или полупустынные регионы. Кроме того, длительные наблюдения над стоком отсутствуют и в части избыточно увлажненных регионов (часть экваториального пояса Африки, Новая Гвинея), и на территориях с достаточным увлажнением, но чрезвычайно хо-

лодным климатом (п-ов Таймыр, арктические острова Канады).

Средняя длина рядов годовых величин стока составляла около 44 лет. Эта величина примерно равна длине рядов, изучавшихся в [17] (в настоящем исследовании количество рядов существенно больше), и в два с лишним раза превышает среднюю длину рядов глобального архива EOSDIS (21.5 года).

Наиболее длинные в среднем ряды стока — в Северной Америке (51.8 года); сравнительно длинные — в Евразии (в среднем 46.0 года — в основном за счет длинных рядов в зарубежной Европе и, отчасти, в России); меньшая длина рядов характерна для Австралии (36.1 года), Африки (31.5 года), в особенности — для Южной Америки (23.7 года). Распределение числа створов по градациям длин рядов для материков, избежавших непосредственного участия в мировых войнах, — Австралии, Южной Америки и Африки (и в целом для мира) — выглядит близким к случайному: наиболее велико число створов с наиболее короткими рядами (т.е. длиной от 20 лет; как говорилось выше, ряды длиной от 10 до 20 лет использовались избирательно), по мере увеличения длин рядов количество створов монотонно падает. На гистограммах для Северной Америки и Евразии наблюдаются провалы числа створов между 40 и 60 годами — что очевидно связано со Второй мировой войной — и увеличение числа створов, наблюдение на которых было организовано после войны.

Важным этапом исследования было выделение групп створов по типам замыкаемых ими речных бассейнов. Число створов в исследовании было велико, и для большинства рек, на которых они расположены, было невозможно установить при помощи литературных источников точную степень влияния осуществляемых в их бассейнах гидротехнических мероприятий на режим стока и точную степень “озерности”. В связи с этим была принята упрощенная схема выделения типов речных бассейнов, базирующаяся в основном на изучении электронных карт водосборов (хотя использовались и литературные источники, и атласы космических снимков).

В соответствии с этой схемой к основному типу (тип 1) были отнесены створы неозерных рек снегового или дождевого питания, вблизи которых (выше по течению) отсутствуют крупные водохранилища и/или ирригационные системы. “Створами озерных рек” (тип 2) считались те, которые расположены в непосредственной близости от питающего их озера. Аналогично, створы горных рек, расположенные вблизи питающих реки ледников, были отнесены к типу “ледниковых створов” (тип 3), а створы рек вблизи (ниже по течению) крупных водохранилищ и/или крупных ирригационных систем были отнесены к типу “створов рек с антропогенно измененным стоком” (тип 4). Наряду с перечисленными выше четыремя основными типами

створов и бассейнов, целесообразным было выделить два “переходных” типа – между типами соответственно 1 и 4 (тип 5) и 1 и 2 (тип 6) – в тех случаях, когда степень “озерности” или антропогенного влияния на режим стока априори неясна.

Можно заметить, что предложенная схема выделения типов речных бассейнов носит в определенной степени экспертный характер. Вместе с тем, дальнейший анализ подтвердил целесообразность группирования створов по упомянутым выше типам речных бассейнов: результаты для основных групп створов были принципиально различными. Расчеты подтвердили и полезность выделения переходных типов бассейнов: средние значения параметров изменчивости стока для переходных типов, как правило, находились между значениями для соответствующих основных типов.

Приведем данные распределений числа створов по типам замыкаемых ими бассейнов в характерных макрорегионах мира и в мире в целом. Напомним, что при этом расчеты ведутся не по всей площади суши или ее отдельных частей и не по всем рекам и их бассейнам, а только для использованных в работе створов средних и крупных по площадям бассейнов рек. Однако и рассчитанные таким образом распределения показательны, так как речные посты организовывались в створах рек, представлявших наибольший практический и научный интерес. В среднем по миру створы рек основного (первого) типа составляют немного более половины, $\sim 1/8$ створов приходится на реки озерного, переходного к озерному типов и реки ледникового питания. Остальные, $\sim 1/3$ створов, – створы рек предположительно антропогенно-измененного и переходного к нему типов.

Картина распределения створов по типам бассейнов заметно варьирует от одного макрорегиона мира к другому. Так, в России, Южной Америке, Африке и Австралии доля створов рек основного типа близка к $3/4$. В Европе, Северной Америке и зарубежной Азии доля рек этого типа существенно меньше: минимальна в зарубежной Европе (немногим более $1/4$) и составляет $\sim 1/3$ в Северной Америке и зарубежной Азии. Для последних трех макрорегионов характерна и повышенная доля рек с антропогенно-измененным (предположительно) режимом стока.

В конечном итоге, в основном варианте сформированная автором электронная база данных включала следующие исходные параметры: номер створа по классификации автора; название реки в латинской транскрипции; название створа; название страны; широта створа в градусах и их десятичных долях (с точностью до сотых или тысячных долей градуса); долгота створа; номер типа замыкаемого створом водосборного бассейна по принятой автором классификации; площадь водосборного бассейна, км^2 ; среднее значение годового стока по всем

имеющимся данным наблюдений в кубокилометрах; среднее значение годового слоя стока, мм; среднее по всем наблюдениям значение стока в наиболее полноводный месяц, $\text{м}^3/\text{с}$; номер наиболее полноводного месяца; величина стока самого маловодного месяца; номер этого месяца; средний многолетний сток каждого из 12 календарных месяцев, $\text{м}^3/\text{с}$. Таким образом, часть основной электронной таблицы базы данных, содержащая исходную информацию для принятых 2942 створов рек мира, включала в себя 76492 ячейки.

МЕТОДИКА РАСЧЕТОВ

Чрезвычайно большое количество стоковых рядов (различающихся по длине), анализ которых осуществлялся в рамках настоящей работы, предъявляло повышенные требования к качеству оценок параметров изменчивости стока. Так, даже небольшая смещенность традиционных оценок коэффициентов автокорреляции, незаметная при анализе единичных рядов или групп из десятков (даже сотен) рядов, становится заметной при анализе тысяч рядов. Кроме того, смещенность этих и других оценок может создавать искусственную зависимость результатов анализа от длин рядов. К аналогичному нежелательному результату может привести и использование для идентификации стохастических моделей обычно применяемых критериев: Акаике, информационного критерия Акаике, Парзена, Шварца–Риссанена, Хеннана–Куинна и других. Наконец, все еще недостаточно разработанной представляется методика оценок значимости трендов в стоковых рядах.

Ввиду важности указанных методологических проблем для настоящего массивированного исследования временных рядов, автором была предпринята попытка уточнения существующих алгоритмов соответствующих расчетов. С этой целью прежде всего были проанализированы имеющиеся алгоритмы генерирования псевдослучайных нормально распределенных чисел. Показано, что те из них, которые требуют сравнительно небольших затрат машинного времени, приводят к заметной асимметрии в распределениях генерируемых величин и к смещенности средних значений. Автором был предложен простой, но эффективный и экономичный в отношении затрат машинного времени алгоритм, который позволил существенно улучшить характеристики генерируемых чисел. Суть алгоритма заключалась в получении псевдослучайного числа как композиции двух других чисел, плотности вероятности которых зеркально симметричны относительно нулевого значения. На основе экспериментов по генерированию 1 млн псевдослучайных чисел было показано, что предложенный метод на два с половиной порядка (в 390 раз) уменьшает асимметрию, свойственную псевдослучайным числам, генерируемым при помощи соответствующего ал-

горитма из библиотеки программ ВЦ РАН. Кроме того, достигаются практически нулевое и единичное значения — с точностью до шестого знака после запятой — соответственно математического ожидания и дисперсии генерируемых величин (улучшения более чем на 4 порядка). Наконец, использование предложенного автором алгоритма позволило существенно уменьшить и эксцесс относительно нормального, значение которого в данном случае составляло лишь 0.03 эксцесса плотности гауссовского распределения.

Чтобы применение корреляционной теории стационарных случайных функций (последовательностей) для анализа стоковых рядов было корректным, в работе исследовались не только исходные ряды, но и ряды величин, пересчитанных в нормально распределенные. Если первый этап такого преобразования — пересчет исходных величин в равномерно распределенные (путем перехода к обеспеченностям) — сравнительно прост и приводит к практически идеальному прямоугольному распределению, то на втором этапе (переход от прямоугольного к нормальному распределению) имелись методологические проблемы. Автором был предложен новый алгоритм соответствующего преобразования, который позволил, по сравнению с упомянутым алгоритмом ВЦ РАН, в 5 раз уменьшить асимметрию, на порядок уменьшить смещенность и на 4.5 порядка уменьшить ошибку в стандарте получаемых величин.

На основе указанных модификаций алгоритмов получения нормально распределенных чисел были осуществлены эксперименты, имевшие целью усовершенствовать традиционные методы оценок параметров изменчивости рядов. Так, для выборочной оценки коэффициента автокорреляции с единичным сдвигом по времени (для гауссовских рядов) была получена формула

$$r_{1, \text{выб}} = r_{1, \text{выб}}^1 + \Delta r_{1, \text{выб}},$$

$$\text{где } r_{1, \text{выб}}^1 = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\sigma_x^2(N-1)},$$

$$\Delta r_{1, \text{выб}} = \frac{0.9456 + 3.0488r_{1, \text{выб}}^1}{N} + \frac{4.7307 + 18.6527r_{1, \text{выб}}^1 + 25.413(r_{1, \text{выб}}^1)^2}{N^2}.$$
(1)

Здесь N — число членов ряда; x — члены ряда; \bar{x} — среднее значение ряда; σ_x — стандарт ряда, рассчитываемый на этом этапе по обычной формуле. Формулы (1) были получены для диапазона первых коэффициентов автокорреляции от -0.9 до $+0.9$ и для длин рядов от 20 точек (в данном случае — лет) до 200 лет — т.е. охватывают все встречающиеся в на-

стоящем исследовании сочетания коэффициентов и длин рядов.

Сравнение с распространенными формулами Резниковского—Костина [2], осуществленное при помощи серии экспериментов с генерированием по 100 тыс. рядов для каждого сочетания N и r_1 , показало, что формула (1) дает заметно меньшую смещенность оценок, особенно для коротких (но часто встречающихся на практике) рядов — с длинами порядка 20—40 лет. Так, средняя смещенность оценок автора по всем коэффициентам меньше в 55—27 раз при длине рядов от 20 до 40 лет. В диапазоне наиболее распространенных коэффициентов автокорреляции — от 0.0 до +0.3 — оценки (1) уменьшают смещенность оценок Резниковского—Костина от 7 до 236 раз (при длине рядов 20 и 40 лет).

Как указывалось выше, корректное применение корреляционной теории случайных последовательностей возможно лишь при анализе рядов нормально распределенных величин, поэтому результаты анализа соответствующим образом преобразованных стоковых рядов считались основными. Однако для сравнения большинство расчетов проделывалось и для рядов в их исходном виде. В последнем случае для расчета коэффициента автокорреляции к выражению (1) добавлялась та часть формулы Резниковского—Костина, которая учитывает асимметрию ряда.

Ограниченный объем статьи не позволяет подробно описать другие новые методические результаты, полученные в работе: новые формулы для оценки стандартов ошибок коэффициентов автокорреляции (существенно отличающиеся от традиционных оценок Бартлетта), уточненные оценки стандартов самих стоковых рядов и т.д. Однако представляется принципиально важным остановиться на ключевом вопросе — использования критериев для идентификации стохастических (авторегрессионных) моделей при анализе стоковых рядов. Недостаток многочисленных существующих критериев заключается в том, что получаемые при их помощи результаты сильно зависят от длины ряда; поэтому выводы, полученные при анализе рядов разной длины, несопоставимы. Автором была предложена модификация критерия Акаике, которая устраняет этот недостаток. Технически это было осуществлено путем умножения значения критерия Акаике на нулевом порядке на коэффициент, зависящий от r_1 и N , который приводит результаты, полученные по рядам разной длины, к результатам для единой унифицированной длины ряда. В настоящем исследовании в качестве таковой была выбрана длина рядов, примерно равная средней длине рядов архива автора — 40 лет (хотя, в принципе, метод пригоден для любого “реперного” значения N). Как будет показано ниже в соответствующем разделе, это усовершенствование позволяет существенно уменьшить или практически исключить искус-

ственную зависимость результатов анализа от длин рядов.

Наконец, приведем полученные автором новые формулы для применения двусторонних критериев справедливости нулевой гипотезы в отношении стационарности анализируемых (в виде нормально распределенных величин) стоковых рядов соответственно по математическому ожиданию \bar{X} , стандартам σ и коэффициентам автокорреляции r_1

$$\sigma(\bar{X}_{\text{выб}}^1 - \bar{X}_{\text{выб}}^2) = 0.07 + \frac{15.3 - 12.1 \lg(1 - r_1)}{N} - \frac{239}{N^2} - \lg(1 - r_1)[0.37 + 0.0011 \lg(1 - r_1)], \quad (2)$$

$$\sigma(\sigma_{\text{выб}}^1 - \sigma_{\text{выб}}^2) = 0.0461 + \frac{11.1692 + 11.1103r_1^2}{N} - \frac{163.9971}{N^2} - r_1^2(0.0009 - 0.2442r_1^2), \quad (3)$$

$$\sigma(r_{1,\text{выб}}^1 - r_{1,\text{выб}}^2) = 0.0925 + \frac{12.8657 + 2.6441r_1}{N} - \frac{78.6142}{N^2} - r_1(0.0113 + 0.1013r_1). \quad (4)$$

В левых частях формул (2)–(4) – стандарты разностей между выборочными значениями соответствующих параметров, полученными по первой и второй половинам рядов, в правые части входят длины рядов и первые коэффициенты автокорреляции, рассчитанные как средние из выборочных значений коэффициентов по первой и второй половине ряда. Можно показать, что разности в левых частях формул (2)–(4) распределены нормально; следовательно, в случае справедливости нулевой гипотезы оценка соответствующего параметра должна с вероятностью 95% попадать в диапазон, равный ± 1.96 соответствующего стандарта. Формулы (2)–(4) получены для диапазона коэффициентов автокорреляции от -0.9 до $+0.9$ и длин рядов от 40 до 200 лет.

ОБЩАЯ ИЗМЕНЧИВОСТЬ РЕЧНОГО СТОКА

Базовые параметры, описывающие общую изменчивость годовых объемов стока, – второй момент при нулевом сдвиге по времени (или дисперсия), а также стандарт (и нормированный вариант последней величины, характеризующий относительную изменчивость) коэффициент вариации C_V . На этом этапе исследования уже с самого начала необходимо учитывать различия между типами бассейнов, замыкаемых используемыми в работе створами.

Начнем с бассейнов типа 1. Распределение величин среднего стока несколько более асимметрично, чем аналогичное распределение для створов рек всех типов, вместе взятых, однако логнормальное

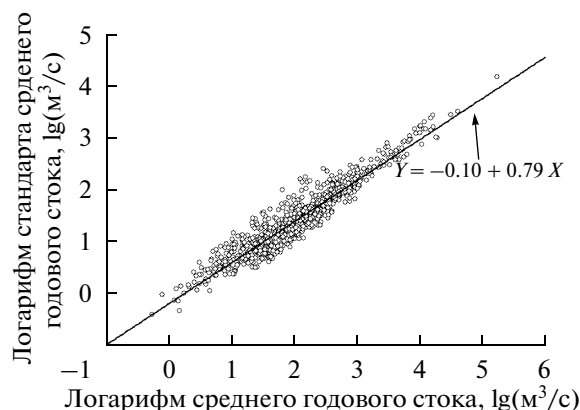


Рис. 1. Соотношение между логарифмами стандартов среднего годового расхода и логарифмами среднего годового расхода. Реки мира основного (первого) типа.

распределение и в этом случае – неплохое первое приближение.

Представляет интерес зависимость стандартов средних годовых расходов от самого среднегодового стока (рис. 1). В билигарифмических шкалах она близка к прямой линии с тангенсом угла наклона ~ 0.8 . Это означает, что при переходе от самых малых из рассматриваемых рек к наиболее крупным, т.е. при увеличении среднего годового стока на 5 порядков, стандарты среднего годового стока растут всего на 4 порядка (соотношение между стандартами и самим стоком меняется на порядок или в ~ 10 раз).

Это подводит к рассмотрению одного из важнейших параметров изменчивости речного стока – коэффициента вариации годовых значений. Как известно, C_V связан и с коэффициентом асимметрии, и с оценками внутрирядной связности изменений стока, и с другими параметрами изменений стока. На гистограмме распределения числа створов по диапазонам значений C_V для первого типа рек обращает на себя внимание наличие резкого скачка плотности распределения вероятности при переходе от диапазона $0.0-0.1$ к диапазону $0.1-0.2$. В то время как на второй диапазон приходится мода распределения, значения $C_V < 0.1$ фиксируются лишь для нескольких створов из почти тысячи участвовавших в расчетах гистограммы – причем значения < 0.06 отсутствуют. С увеличением значений $C_V > 0.3$ плотность распределения падает почти в геометрической прогрессии. По-видимому, на значениях ~ 0.1 существует некоторое универсальное пороговое значение C_V .

Точные значения характерных величин C_V таковы: среднее значение C_V годовых величин стока в створах рек мира типа 1 составляет 0.361 (при этом C_V для величин как максимального, так и минимального стока существенно выше – соответственно 0.435 и 0.454); заметно ниже значения C_V годового

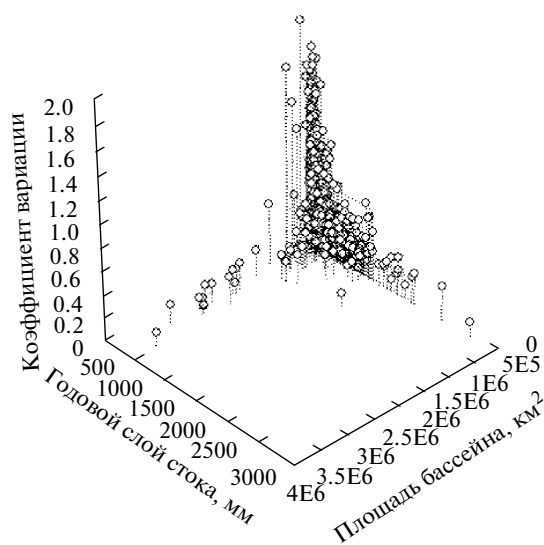


Рис. 2. Зависимость коэффициента вариации от площади бассейна и годового слоя стока.

го стока для створов рек озерного и переходного к озерному типов и рек ледникового питания – 0.286 и 0.200; напротив, значение C_V для рек, сток которых может быть нарушен функционированием гидротехнических сооружений (типы 4 и 5) значительно выше и составляет в среднем 0.423.

Коэффициент вариации годового стока находится в сильной зависимости от площади бассейна и годового слоя стока. На рис. 2 показан трехмерный график зависимости C_V от названных параметров. На рисунке видно, что график C_V имеет форму как бы трех лучей, параллельных осям. Иначе говоря, наибольшие значения каждого из трех параметров соответствуют случаям, когда значения двух других параметров сравнительно невелики. Еще одна особенность графика – то, что все три его луча

приподняты над горизонтальной нулевой плоскостью на величину, равную пороговому значению C_V .

Более детально зависимости C_V от двух других параметров по отдельности выглядят следующим образом (рис. 3). На рисунке слева в билогарифмических шкалах показана зависимость коэффициента вариации годового стока от площади бассейна, справа – от годового слоя стока. Сплошными кривыми линиями на каждом графике показана аппроксимация методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов.

На первом графике обращают на себя внимание сравнительно небольшие изменения C_V при небольших площадях водосборов, переходящие в быстрое понижение при больших площадях. Это обстоятельство для створов на территории России было отмечено в [16], однако для створов мира подробный график, как представляется, приводится впервые. В качестве гипотезы можно предположить, что кривая на рис. 3а имеет две асимптоты (обозначены пунктирными прямыми): горизонтальную, к которой C_V стремится при уменьшении площадей бассейнов, и с тангенсом угла наклона $-1/2$, к которой C_V стремится при увеличении площадей. Значение степени $-1/2$ характерно: такова теоретически должна быть скорость уменьшения C_V при росте площадей бассейнов в отсутствие пространственной коррелированности стока. Действительно, в ряде работ, например в [16], было показано, что при расстоянии между створами ~ 1000 км коррелированность между годовыми объемами стока в них практически исчезает; это примерно соответствует величинам площадей 10^6 км², начиная с которых кривая средних значений C_V приближается к линии, соответствующей “закону минус второй степени”.

Аппроксимирующая кривая зависимости C_V от слоя стока показана на рис. 3б. В диапазоне слоев стока \sim от 30–40 до 300–400 мм/год аппроксимиру-

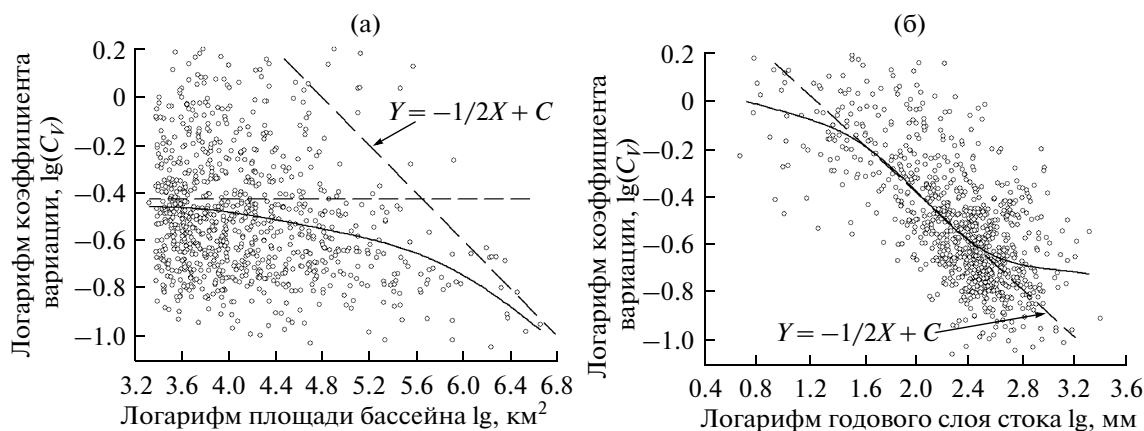


Рис. 3. Зависимости, в билогарифмических шкалах, коэффициента вариации годового стока от площади бассейна (а) и годового слоя стока (б). Реки мира основного типа (тип 1). Сплошные кривые – аппроксимации методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов.

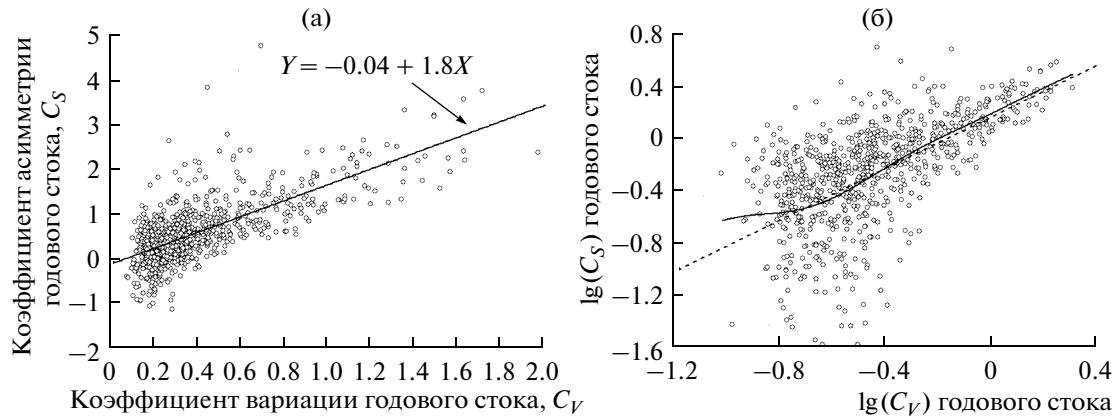


Рис. 4. Зависимости C_S от C_V (годовой сток) в линейных (а) и билогарифмических (б) шкалах. Сплошными линиями обозначены линейная аппроксимация (а) и аппроксимация методом пространственно взвешенных наименьших средних квадратов (б). Штриховые линии — прямая с единичным тангенсом угла наклона в билогарифмических шкалах.

ющая кривая также соответствует закону “минус второй степени”. На меньших и на больших значениях слоя стока аппроксимирующая кривая выполаживается.

Важным представляется вопрос об оценках коэффициента асимметрии C_S годовых величин стока. Как известно, выборочные оценки этого параметра содержат очень большие ошибки, поэтому зачастую рекомендуют рассчитывать C_S как удвоенное значение C_V [17]. Эта гипотеза проверялась автором на материале стоковых рядов в створах неозерных рек типа 1 всего мира (рис. 4).

На рис. 4а для точек графика представлена оптимальная линейная аппроксимация; она дает значение коэффициента связи между C_S и C_V несколько ниже упоминающегося в работах [16, 17]: ~ 1.8 при очень незначительной смещенности оценок (0.04). Вместе с тем, нуждается в проверке и сама гипотеза о линейном характере связи между C_S и C_V , так как подавляющая часть точек графика на рис. 4а сосредоточена в области низких значений C_V , где линейность не очевидна. С этой целью на рис. 4б аналогичный график представлен в билогарифмических шкалах (при этом поле точек более равномерное), а аппроксимация осуществлена методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов. На рисунке видно, что гипотеза линейной связи применима практически во всем диапазоне значений коэффициента вариации, за исключением, может быть, лишь очень малых значений C_V .

КОРРЕЛИРОВАННОСТЬ СТОКА СМЕЖНЫХ ЛЕТ

Как отмечалось во многих работах [7, 9, 16, 17, 28], коэффициент автокорреляции со сдвигом 1 год r_1 — ключевой параметр для описания закономерностей временной (межгодовой и многолетней) из-

менчивости годовых значений многих гидрометеорологических характеристик, в том числе речного стока. Ниже этот вывод будет подтвержден и на материале всех доступных стоковых рядов рек мира.

Для того, чтобы быть уверенными в надежности оценок r_1 и строящихся на их основе последующих выводов, в настоящем исследовании были проделаны работы методического плана по изучению влияния на оценки этого параметра негауссовости стоковых рядов и длины рядов.

С этой целью анализ каждого ряда стока проводился, как уже упоминалось, в двух вариантах: в исходном и в виде рядов величин, пересчитанных в нормально распределенные. Если построить графики соотношений между коэффициентами автокорреляции годовых величин стока со сдвигом 1 год, оцененными по исходным рядам ($r_{1, \text{выб}}^I$ по горизонтальной оси) и по рядам преобразованных в нормальные величины ($r_{1, \text{выб}}^N$ по вертикальной оси) — для створов рек мира в целом и для каждого макрорегиона, то становится очевидным, что тангенс угла наклона линий регрессии во всех случаях близок к единице, смещенность оценок невелика, а 95%-ные эллипсы рассеяния и 95%-ные доверительные области оценок линий регрессии достаточно узки. Наибольший разброс оценок характерен для рек самого засушливого континента — Австралии (но при этом смещенность ничтожна — всего -0.0165 , а тангенс угла наклона практически совпадает с единичным (1.098).

Точные оценки величин парной корреляции между оценками $r_{1, \text{выб}}^I$ и $r_{1, \text{выб}}^N$ для всего мира таковы: для бассейнов всех типов, вместе взятых, -0.95 , для рек первого типа -0.94 , для озерных рек -0.96 , для рек ледникового питания -0.97 , для створов рек с антропогенно нарушенным режимом стока -0.93 . Определенные различия в коррелированности

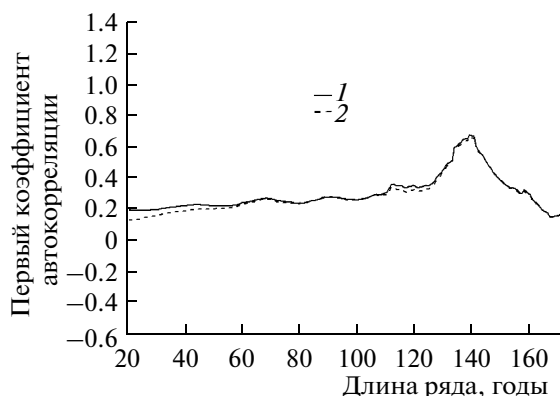


Рис. 5. Зависимости оценок первого коэффициента автокорреляции от длин рядов годовых объемов стока. Реки мира всех типов. 1 — $r_{1, \text{выб}}^I$, 2 — $r_{1, \text{выб}}^N$. Интерполяция осуществлена методом “отрицательных экспонент”.

между $r_{1, \text{выб}}^I$ и $r_{1, \text{выб}}^N$ наблюдаются на разных материках. В Африке (0.95), Евразии и в Северной Америке (0.97 и 0.94) коррелированность между $r_{1, \text{выб}}^I$ и $r_{1, \text{выб}}^N$ для всех типов рек близка к средним мировым значениям. Несколько понижена величина коррелированности для Южной Америки (0.92) и заметно понижена для Австралии (0.87); в последнем случае, очевидно, играет роль большая асимметрия стоковых рядов (в среднем, $C_S = 1.55$, а $C_V = 0.96$), связанная с засушливостью климата и большой долей временно пересыхающих рек. Однако и для Австралии, как будет показано ниже, в связи с малой смещенностью линии регрессии общая структура семейства стохастических моделей для описания многолетних колебаний стока, основанных как на исходных, так и на нормализованных рядах, качественно не отличается от общемировой структуры.

Важно, но одновременно сложен вопрос о возможном влиянии длины рядов на результаты анализа. Как упоминалось в разделе о методике расчетов, примененные формулы практически исключали “техническую” зависимость рассчитываемых параметров изменчивости стока от длин рядов. Это не означает, что формально построенные графики таких зависимостей представляют собой абсолютно горизонтальные линии. Одна из причин этого — неравномерное распределение длин анализируемых рядов по пространству. Так, большое количество сравнительно длинных рядов (от 60 до 100 лет) сосредоточено на основной территории США и в пределах степной зоны Канады, т.е. в ареалах, отличающихся повышенными значениями коэффициента автокорреляции. В качестве примера на рис. 5 показаны формально построенные графики зависимостей первых коэффициентов автокорреляции для исходных рядов годового стока рек мира и рядов

нормально распределенных величин от длин рядов (графики построены по 3822 точкам). Из рисунка видно, что зависимость оценок автокоррелированности от длин рядов неоднозначна — в целом нельзя уверенно говорить ни об общем увеличении, ни об общем уменьшении оценок автокоррелированности с ростом длин рядов; причиной этого может быть, как указано выше, параметрический, нетривиальный характер такой зависимости. Особенности графиков на рис. 5 — также хорошее совпадение кривых для исходных рядов и преобразованных в нормально распределенные ряды объемов стока.

Автором были построены гистограммы распределений выборочных оценок коэффициентов автокорреляции годового стока рек мира со сдвигом 1 год для рек различных типов. Из графиков прежде всего видно, что распределения оценок по исходным и пересчитанным в нормально распределенные ряды качественно сходны во всех случаях — при небольшом превышении значений $r_{1, \text{выб}}^I$ относительно $r_{1, \text{выб}}^N$. Приведем величины средних значений/стандартов первых и вторых оценок для бассейнов разных типов: 0.18/0.21 и 0.15/0.21 — реки первого типа; 0.30/0.28 и 0.26/0.26 — реки озерного и переходного к озерному типов; 0.18/0.26 и 0.14/0.25 — реки ледникового питания; 0.28/0.22 и 0.26/0.21 — реки с предположительно измененным режимом стока и переходного типа.

По приведенным выше цифрам видно, что реки основного типа и реки ледникового питания характеризуются сравнительно низкими значениями автокоррелированности стока смежных лет (в среднем $r_{1, \text{выб}}^N = 0.14-0.15$), в то время как автокоррелированность стока озерных рек и рек с нарушенным (предположительно) режимом стока почти в 2 раза больше (в среднем 0.26). Из указанных данных вытекает также, что в среднем, в глобальном масштабе, строительство гидротехнических сооружений на реках играет по отношению к связности стока смежных лет точно такую же роль, как и озерность рек. Наличие же горных ледников, как источников питания, в среднем не меняет характерную для большинства “естественных” неозерных рек автокоррелированность стока.

Представляет интерес автокоррелированность не только среднего годового стока, но и максимального и минимального стока. Автокоррелированность максимального стока существенно меньше, чем среднего годового стока, и в среднем близка к нулю (0.06 для исходных и 0.04 для нормализованных рядов). Напротив, средняя автокоррелированность минимального стока почти в два раза превышает автокоррелированность среднего годового стока (0.32 и 0.30). Приведенные величины рассчитаны для рек основного типа — с ненарушенным режимом стока; для рек других типов соотношение между автокоррелированностью максимального,

среднего и минимального стока сохраняется — при том, что в целом значения этих параметров для озерных рек и рек с антропогенно-нарушенным режимом стока выше, чем для рек основного типа, а значения параметров рек ледникового питания близки к ним.

ФАКТОРЫ АВТОКОРРЕЛИРОВАННОСТИ СТОКА

Связность (коррелированность) стока смежных лет зависит от ряда факторов. На рис. 6 показаны графики зависимости $r_{1, \text{выб}}^N$ от площади бассейнов и слоя стока, а также от основного параметра, описывающего относительную изменчивость стока — коэффициента вариации годового стока C_V .

На рис. 6а видно, что вплоть до площадей бассейнов порядка 300–400 тыс. км² автокоррелированность стока практически не зависит от этого параметра. С дальнейшим ростом площадей бассейнов величина $r_{1, \text{выб}}^N$ на графике заметно растет. В качестве гипотезы можно предположить, что пространственная инвариантность автокоррелированности в диапазоне сравнительно небольших площадей связана с пространственной коррелированностью самого стока — за счет, прежде всего, пространственной коррелированности метеорологических полей. На более значительных пространственных масштабах, где роль пространственной коррелированности стока убывает, может играть роль то обстоятельство, что крупнейшие реки дренируют более глубокие горизонты подземных вод.

Характерная черта графика на рис. 6б — наличие локального максимума автокоррелированности стока на значениях годового слоя стока порядка 50–100 мм. Это свойство зависимости между автокоррелированностью стока и слоем стока, кстати, не отмечалось ранее по данным о стоке отечественных рек: в [16] регистрируется непрерывный рост автокоррелированности стока с уменьшением его слоя (модуля). Также в качестве гипотезы можно предположить, что при очень малой увлажненности роль подземных вод в формировании стока уменьшается (в случае сезонно пересыхающих рек очевидно, что в засушливый период эта роль становится нулевой).

Наконец, и на графике на рис. 6в имеется локальный максимум — на значениях $C_V \sim 0.5$. Этот эффект также не отмечен в [16]. Его объяснение, по-видимому, может быть аналогично объяснению предыдущего эффекта.

Добавим к сказанному выше, что аналогичные зависимости для коэффициента автокорреляции в виде $r_{1, \text{выб}}^I$ выглядят сходным образом.

Расчеты показывают, что автокоррелированность годового стока связана не только с параметрами самого годового стока и площадью бассейнов, но и с особенностями (естественного) внутригодо-

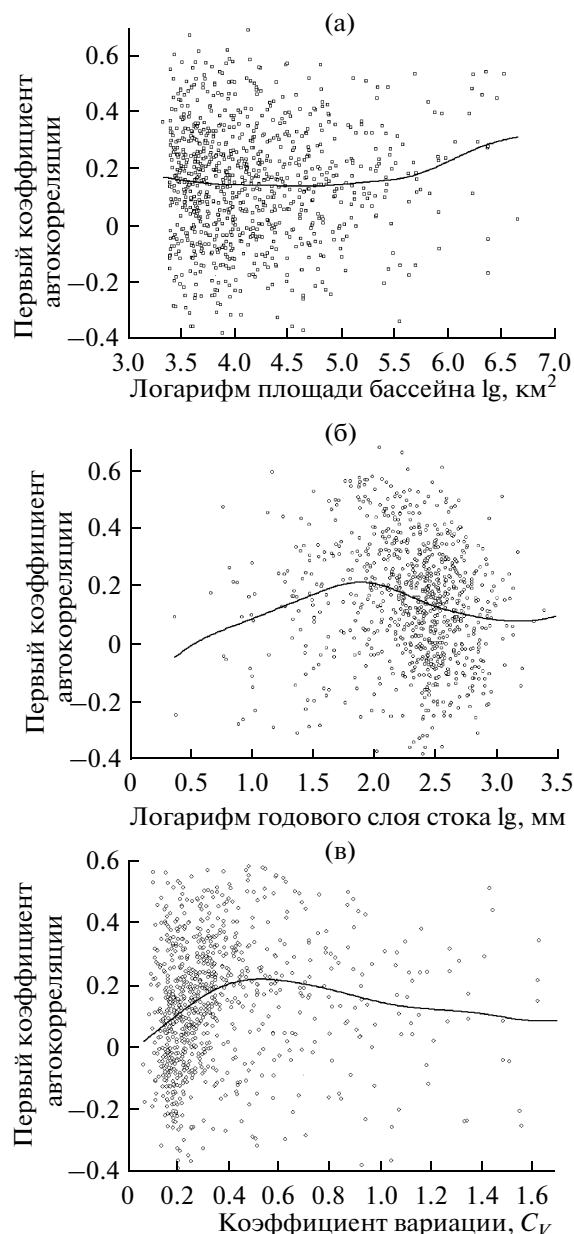


Рис. 6. Зависимости коэффициента автокорреляции годового стока с единичным сдвигом $r_{1, \text{выб}}^N$ от площади бассейна (а), годового слоя стока (б), коэффициента вариации годового стока (в). Реки мира основного типа (тип 1). Сплошными линиями здесь и на рис. 7, 8 обозначены аппроксимации методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов.

вого распределения стока. Как отмечено в [22], обычно в исследованиях приводится такой параметр внутригодового распределения как доля базисного стока в годовом объеме стока, характеризующая общую (естественную) сезонную зарегулированность. В настоящей работе целесообразным оказалось ввести два более простых параметра, раздельно характе-

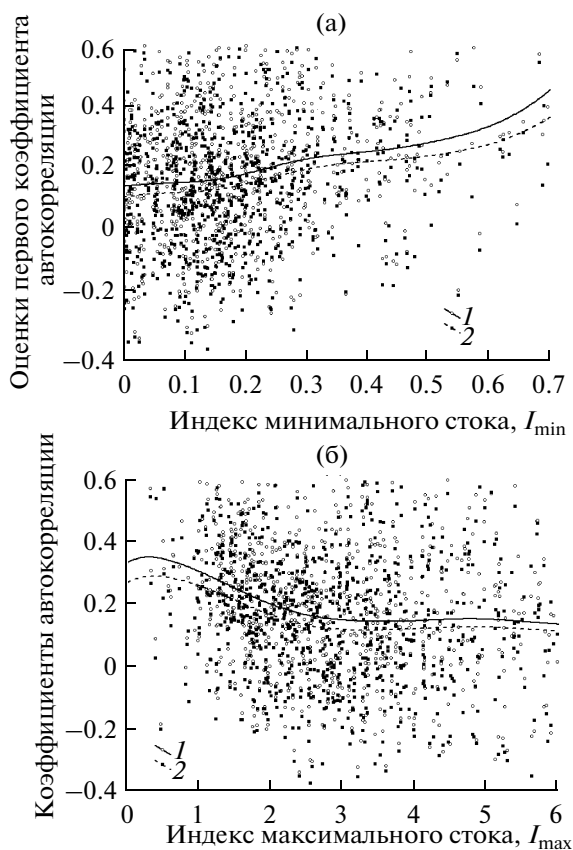


Рис. 7. Зависимости оценок коэффициента автокорреляции $I_{1, \text{выб}}^I$ и $I_{1, \text{выб}}^N$ от индексов минимального I_{\min} (а) и максимального стока I_{\max} (б). Реки мира основного типа (тип 1).

ризующих роль максимального и минимального стока в формировании годового стока – соответственно “индекс максимального стока” I_{\max} и “индекс минимального стока” I_{\min} : $I_{\max} = (Q_{\max} - Q)/Q$; $I_{\min} = Q_{\min}/Q$, где Q – среднее многолетнее значение среднего годового стока; Q_{\max} и Q_{\min} – средние многолетние значения стока соответственно наиболее полноводного и наиболее маловодного месяцев – все в одинаковых единицах, например, $\text{м}^3/\text{с}$.

Зависимости коэффициента авторегрессии с годовым сдвигом, посчитанного для нормализованных рядов стока, от введенных индексов показаны на рис. 7. Очевидно, что зависимость автокоррелированности стока от “роли” минимального стока монотонно растет при увеличении I_{\min} во всем диапазоне значений – от близких к нулю (сезонно пересыхающие реки) до величины 0.8.

Зависимость автокоррелированности стока от индекса I_{\max} выражена вплоть до значений $I_{\max} = 2.75$ (автокоррелированность убывает); далее автокоррелированность практически не меняется с ростом I_{\max} . Автором также были построены графики зависимостей I_{\max} и I_{\min} от основных пара-

метров бассейнов – среднего годового стока и слоя стока, оказавшиеся чрезвычайно четкими и очень интересными (рис. 8). Обращают на себя внимание монотонность и значительность зависимостей обоих индексов от среднего годового объема стока (рис. 8б, 8г) и немонотонность зависимостей обоих индексов от слоя стока (рис. 8а, 8в), причем во всех случаях изменения индексов максимального и минимального стока происходят почти в противофазе.

СТОХАСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ИЗМЕНЕНИЙ СТОКА

Ввиду важности проблемы стохастических моделей речного стока необходимо описание примененной в работе методики. В многочисленных работах по изучению многолетних колебаний годовых величин речного стока и других параметров гидросферы и атмосферы Земли [11, 14, 15, 17, 18, 21, 29] показано, что для описания большей части рядов этих параметров оптимальные – малопараметрические стохастические модели. При этом ведущую роль играют авторегрессионные (АР) модели вида

$$X(t) = \alpha_1 X(t-1) + \dots + \alpha_M X(t-M) + a(t), \quad (5)$$

где X – значение рассматриваемого параметра, t – время в безразмерных годах, $\alpha_1, \dots, \alpha_M$ – постоянные коэффициенты (авторегрессии), M – порядок модели, $a(t)$ – последовательность некоррелированных по времени, одинаково и нормально распределенных случайных величин. Теоретически, приведенное выражение подразумевает, что последовательность $X(t)$ стационарна, нормально распределена и обладает нулевым математическим ожиданием. Последнее условие применительно к исходным рядам удовлетворяется путем центрирования рядов (вычитания из них оценки математического ожидания). Предполагается, что в отношении рядов величин, пересчитанных в нормально распределенные, удовлетворяются оба последних условия; вопрос о стационарности будет обсужден ниже.

Указанная модель обладает преимуществами по сравнению с другими способами описания временных рядов [12, 14, 27, 35, 37]. Прежде всего отметим, что к ней приводит так называемый “метод наибольшей энтропии” (МНЭ), позволяющий минимизировать вклад недоступной информации (из-за ограниченности доступной реализации процесса) и максимизировать вклад доступной информации [43]. В результате разрешающая способность (способность различать пики в спектральной плотности на близких частотах) МНЭ превышает разрешающую способность метода сглаживания периодограммы по частотам и метода наибольшего правдоподобия. В то же время, в том, что касается дисперсии и смещенности оценок спектральной плотности, МНЭ не хуже, чем два других метода [24, 46].

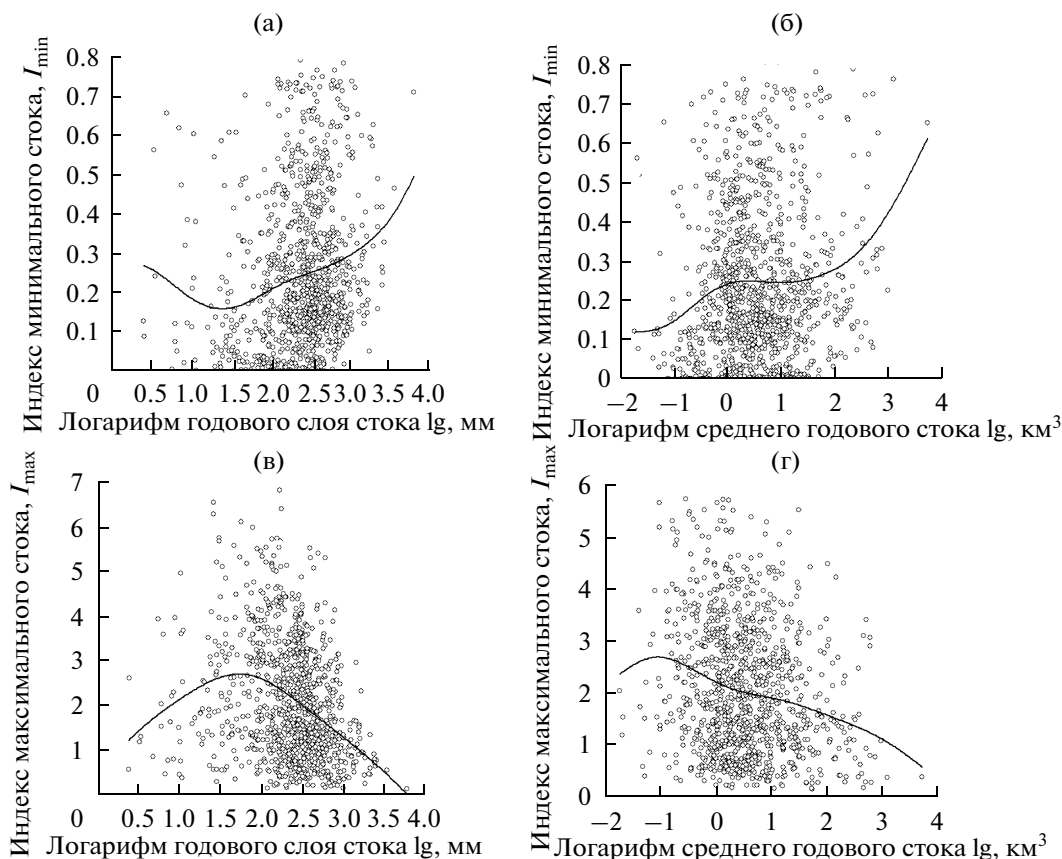


Рис. 8. Зависимости I_{\min} (а, б) и I_{\max} (в, г) от слоя стока (а, в) и среднего годового стока (б, г). Реки мира основного типа (тип 1).

В [37] сделаны следующие выводы относительно преимуществ моделей вида (5) перед моделями скользящего среднего (СС) и смешанными моделями авторегрессии–скользящего среднего (АРСС). Процессы СС и АРСС обычно могут быть удовлетворительно описаны моделями авторегрессии. В случаях, если в спектрах существуют пики, разрешающая способность оценок МНЭ превышает разрешающую способность оценок СС. В общем, алгоритмы оценок АРСС не могут быть использованы для анализа процессов в реальном времени.

А.М. Яглом [23] отмечал также важную особенность МНЭ: он дает разумное описание процесса (разумный вид спектральной плотности) даже при очень коротких рядах. С другой стороны, класс моделей авторегрессии обладает тем преимуществом перед непараметрическими способами описания рядов, что одновременно дает аналитическое выражение для спектральной плотности, параметрическую модель процесса и выражение для оптимального линейного прогноза в явном виде.

Ключевой момент при идентификации стохастических (авторегрессионных) моделей — оценка порядка модели M . Предложено большое количество критериев для оценки M : критерий “оконча-

тельной ошибки прогноза” Акаике (АС или FPE), “информационный критерий Акаике” (AIC), критерий Шварца–Риссанена (BIC), критерий Хенна–Куинна (HQ), критерий авторегрессионной передаточной функции Парзена (CAT) и другие [15, 39]. Более чем 30-летний опыт автора этой статьи по применению критериев для оценки M в рамках анализа многих тысяч рядов годовых и месячных величин параметров гидросферы и атмосферы Земли [7, 9, 11, 28, 29] привел к выводу о том, что оптимальный — критерий окончательной ошибки прогноза Акаике (и приводящий, как правило, к сходным результатам критерий Шварца–Риссанена). Другие критерии, как правило, давали завышенные значения M — приводящие к оценкам параметров моделей, которые удовлетворительно описывались и моделями низших порядков, идентифицированными при помощи АС и BIC.

Другие технические детали: старшие частные коэффициенты авторегрессии рассчитывались методом Бурга (опробывались также методы Марквардта–Вильсона и Юла–Уокера, дававшие очень похожие результаты), младшие коэффициенты оценивались при помощи алгоритма Дарбина, стационарность моделей оценивалась путем ре-

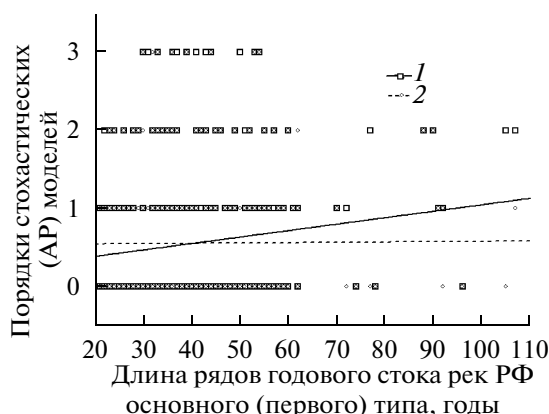


Рис. 9. Зависимости порядков стохастических (АР) моделей рядов годового стока рек РФ первого типа, преобразованных в ряды нормально распределенных величин, от длин рядов с использованием традиционного варианта критерия Акаике 1; модифицированного критерия Акаике 2.

шения характеристического уравнения авторегрессии методом Миллера, при выборе M учитывались также рекомендации Хайкина. Алгоритм этих расчетов и формулы использованного автором варианта МНЭ подробно описаны в [29].

В настоящей работе использовано дополнительное усовершенствование критерия Акаике: для сопоставимости результатов, получаемых по рядам разной длины, к значению критерия на нулевом порядке вводился коэффициент K_{AC} , приводящий результаты к единой, “эффективной” длине ряда N_E . Повторяем, что в качестве таковой в данном случае была выбрана величина, близкая к средней длине анализируемых рядов, — 40 лет, хотя, в принципе, значение N_E может быть любым. Формула для коэффициента была предложена автором в следующем виде:

$$K_{AC} = a_1 + \frac{a_2 + a_3 r_{1, \text{выб}}}{N} + \frac{a_4}{N^2} + r_{1, \text{выб}} (a_5 + a_6 r_{1, \text{выб}}), \quad (6)$$

где $r_{1, \text{выб}}$ — выборочные оценки коэффициента автокорреляции с единичным сдвигом по времени, рассчитанные при помощи формулы (1); N — длина ряда; набор постоянных коэффициентов a специально подбирался при помощи экспериментов методом Монте-Карло для каждого из четырех сочетаний диапазонов $r_{1, \text{выб}}$ (от -0.9 до 0.0 и от 0.0 до 0.9) и N (от 20 лет до N_E и от N_E до 200 лет).

Предложенная модификация делала оценки порядков стохастических моделей «технически» почти независимыми от длин рядов. Однако на практике, как и в случае с оценками коэффициентов автокорреляции, нельзя ожидать, что графики зависимостей порядков стохастических моделей от длин рядов будут во всех случаях представлять собой горизонтальные линии — по той же причине, которая

упоминалась в связи с оценками $r_{1, \text{выб}}^N$: длины рядов распределяются крайне неравномерно по пространству. Вместе с тем, когда рассматривается регион с более однородным распределением длин рядов по пространству и не очень большим в среднем диапазоном оценок C_V и $r_{1, \text{выб}}$, указанная зависимость, будучи оцененной и по реальным данным, может практически отсутствовать. В качестве примера на рис. 9 приведены зависимости порядков моделей рядов годового стока рек РФ основного типа (преобразованных в ряды нормально распределенных величин) от длин рядов, оцененные при помощи традиционного и модифицированного автором критерия Акаике. Для наглядности сравнения использована линейная аппроксимация поля точек. На рисунке видно, что традиционный критерий Акаике приводит к кардинальной зависимости порядков моделей от N : при переходе от самых коротких рядов (20 лет) к рядам ~ 100 лет порядки в среднем меняются на 1.5. В то же время, примененные формулы автора для идентификации моделей делает такую зависимость практически несуществующей. Очевидно также, что аппроксимирующие прямые пересекаются именно на значении длины ряда, равной принятой автором эффективной длине N_E .

В целом результаты идентификации стока рек мира основного типа с помощью описанных выше методов оказались несколько неожиданными для автора. До настоящего времени было широко распространено мнение о том, что основную (чуть ли не универсальную) роль при описании изменений годового стока рек играют модели “простой марковской цепи” (по существу, модели авторегрессии первого порядка или модели марковского процесса первого порядка). Однако результаты расчетов показывают, что чаще других при описании естественных межгодовых и многолетних изменений годового стока рек мира основного (первого) типа была идентифицирована модель последовательности некоррелированных по времени случайных величин — ПНСВ (иначе говоря, процесс авторегрессии нулевого порядка).

Действительно: в целом для всех исследованных рек мира этого типа процент моделей нулевого порядка почти в два раза больше, чем процент моделей первого порядка, более того — превышает процент всех моделей ненулевого порядка вместе взятых (табл. 1). Обращает на себя внимание сходство результатов, полученных по исходным и преобразованным в нормально распределенные ряды. Характерно также быстрое убывание процента моделей с ростом порядков: модели больше первого порядка, вместе взятые, составляют лишь 9–10% общего числа моделей; возможно, само наличие моделей порядка более первого может в значительной степени быть объяснено выборочной изменчи-

Таблица 1. Процентные доли стохастических (авторегрессионных) моделей различных порядков M для описания многолетних изменений годового стока рек мира различного типа (в числителе – значения для исходных рядов, в знаменателе – для рядов, преобразованных в ряды нормально распределенных величин)

Тип рек	M			
	0	1	2	≥ 3
Основной	59/58	31/33	8/8	2/1
Озерные реки	43/40	47/46	8/10	2/4
Реки ледникового питания	57/52	27/32	16/15	0/1
Реки с антропогенно- измененным стоком	44/35	44/51	10/11	2/3

востью оценок параметров моделей нулевого и первого порядка.

Абсолютное преобладание моделей нулевого порядка характерно и для каждого из материков, в том числе для наиболее увлажненного (Южная Америка – 58% для исходных и 55% для нормализованных рядов) и наиболее засушливого (Австралия – 80 и 76%), для наибольшего по площади (Евразия – 59% в обоих случаях) и наименьшего (та же Австралия), с наиболее длинными стоковыми рядами (Северная Америка – 58 и 53%) и с самыми короткими (Южная Америка), с наиболее полным покрытием створами (та же Северная Америка) и с наименьшей густотой покрытия (Африка – 59 и 58%).

Можно предположить, что выявленное свойство рядов стока рек мира основного типа – абсолютное преобладание моделей нулевого порядка (ПНСВ или $AR(0)$) – объясняется несколькими причинами. Одна из основных – близость, для многих рек этого типа, коэффициентов автокорреляции (прежде всего – со сдвигом 1 год) к нулю, т.е. практическое отсутствие связности между стоком смежных лет. Существует, однако, и другая причина: из-за малой длины основной части рядов параметры более сложной стохастической модели (первого порядка) оцениваются с большими ошибками, что снижает эффективность этой модели и делает более предпочтительной более простую модель (нулевого порядка). Наконец, в ряде случаев на выбор более простой модели неявным образом может оказывать влияние определенное (и неизбежное) несоответствие реальных изменений таким предположениям как стационарность и эргодичность, закладываемым в расчеты. На практике невозможно абсолютно четко разделить три упомянутые эффекта, однако сам факт “белого шума”, в конечном итоге подавляющей части многолетних изменений годового стока рек мира основного типа, представляется важным и многозначительным.

Представляет интерес спектр моделей для описания изменчивости стока не только рек типа 1, но и рек других типов (табл. 1). Из табл. 1 видно, что структура моделей стока озерных рек и рек искусственно измененного (предположительно) стока существенно отлична от рассмотренной выше: мо-

дели ненулевых порядков абсолютно преобладают над моделями нулевого порядка. В то же время структура моделей стока рек ледникового питания качественно похожа на структуру моделей для основного типа рек. Последний результат не противоречит результатам исследования [30] многолетних изменений массы 26 основных горных ледников мира: в большей части случаев они описываются моделью такого же типа – последовательности некоррелированных по времени случайных величин.

Показательна структура моделей многолетних колебаний максимального и минимального стока рек (табл. 2). Для рядов максимального стока рек основного типа (точнее, стока наиболее многоводных месяцев) преобладание моделей нулевого порядка еще более ярко выражено, чем для моделей годового стока: число моделей первого порядка составляет лишь 27%, а число всех моделей ненулевых порядков – 35% числа всех моделей. Напротив, для рядов минимального стока (стока наиболее маловодных месяцев) структура моделей принципиально иная: как модели ненулевых порядков вместе взятые, так и модели первого порядка преобладают над моделями нулевого порядка. Характерно то, что принципиально сходные структуры моделей рядов максимального и минимального стока наблюдаются и для всех других типов рек – озерных, леднико-

Таблица 2. Процентные доли стохастических (авторегрессионных) моделей различных порядков M для описания многолетних изменений стока наиболее многоводного (числитель) и маловодного (знаменатель) месяца. Расчеты проведены для рядов нормально распределенных величин

Тип рек	M			
	0	1	2	≥ 3
Основной	65/35	27/49	7/12	1/3
Озерные реки	63/29	27/50	8/15	2/6
Реки ледникового питания	66/27	21/62	13/10	1/1
Реки с антропогенно- измененным стоком	47/22	37/50	11/18	5/10

вого стока, с гидротехническими сооружениями в пределах бассейна.

Из основного вывода настоящего раздела о белошумном (в масштабе десятилетий) характере многолетних колебаний годового стока большей части неозерных, незарегулированных рек мира вытекает ряд важных следствий. Прежде всего, отмеченное обстоятельство может означать, что входной стохастический “сигнал”, посредством которого атмосфера воздействует на большинство речных бассейнов, в свою очередь чрезвычайно слабо коррелирован по времени (от года к году). Другое следствие может заключаться в том, что сами речные бассейны не преобразуют существенно структуру этого сигнала, но сохраняют его основные черты. Наконец, можно сделать вывод и о том, что основной механизм, посредством которого речные бассейны теоретически могли бы изменить структуру входного “сигнала”, — накопление запасов влаги в каком-либо виде и медленная их разгрузка в русловую сеть — в большинстве случаев “не срабатывает”. Иными словами, в большинстве исследованных бассейнов подавляющая часть попадающей в них влаги стекает в русловую сеть в тот же год и не накапливается в заметных количествах.

Отмеченные свойства процессов формирования годовых объемов стока, вытекающие из анализа стока рек мира, находясь в соответствии со стохастической теорией климатической системы [29, 33, 34, 42]. Напомним, что в ее основе лежит подтвержденная позднее моделями климата гипотеза К. Хассельманна [33] о белошумном, в климатическом диапазоне частот, характере стохастического возбуждения океана и поверхности суши со стороны атмосферы (так называемого “погодного возбуждения”). К. Хассельманном [34] предложен и простой практический способ конструирования “погодного возбуждения” подстилающей поверхности в климатических масштабах времени в тех случаях, когда изучаются потоки влаги между геосферами: в терминах непосредственно разности между осадками и испарением (“эффективные осадки”). Позднее автором настоящей статьи было получено подтверждение белошумного характера изменений эффективных осадков в климатическом диапазоне частот — с использованием данных воднобалансовых станций в различных природных зонах РФ [8].

Наконец, важное следствие “белошумности” изменений речного стока в большинстве бассейнов рек первого типа — отсутствие статистически значимых монотонных “трендов” (изменений математического ожидания) в соответствующих стоковых рядах: в противном случае автокоррелированность рядов была бы высока и модели изменений стока неизбежно идентифицировались бы как модели ненулевого порядка.

Обратимся к меньшей части рассмотренных речных бассейнов типа 1, для которых характерны ненулевые порядки моделей, следовательно — повышенная автокоррелированность стока. Из сопоставления таблиц 1 и 2 ясно, что максимальный сток в общем случае не может быть причиной повышенной автокоррелированности, так как средние коэффициенты автокорреляции максимального стока чрезвычайно близки к нулю и оцениваются величинами от 0.058 (исходные ряды) до 0.037 (ряды величин, пересчитанных в нормально распределенные). В то же время, коэффициенты автокоррелированности минимального стока рек основного типа существенно больше и составляют соответственно 0.32 и 0.30. В связи с тем, что минимальный сток в значительной степени связан с разгрузкой в речную сеть запасов влаги в подповерхностных горизонтах речных бассейнов, то представляется, что это и есть основной механизм, создающий автокоррелированность годового стока тех рек, где она наблюдается. В [9] была предложена простая обобщенная динамико-стохастическая модель для описания изменений годового стока рек при помощи указанного механизма. В этой работе было получено теоретическое среднее глобальное значение коррелированности годового стока смежных лет 0.158, что очень близко к приведенной выше оценке $r_{1, \text{выб}}^N: 0.15$.

ИЗМЕНЕНИЯ СУММАРНОГО СТОКА В ОКЕАН. СТАЦИОНАРНОСТЬ СТОКА

Величина суммарного стока в Мировой океан представляет значительный теоретический интерес, так как, с одной стороны, отражает суммированный по большей части поверхности Земли (за исключением областей внутриматерикового стока и покровных ледников) сток, а с другой — важная компонента водного баланса Мирового океана и мирового водного баланса в целом. В [6] анализировался ряд притока в Мировой океан длиной 50 лет (1918–1967), полученный по данным [13]; было показано, что этот ряд описывается последовательностью некоррелированных по времени случайных величин.

В настоящее время можно попытаться продлить ряд притока в океан при помощи новейших реконструкций этой характеристики: например, из [26]. Ввиду того, что ряды стока в океан конструировались в двух упомянутых работах разными методами, была необходима коррекция одного из рядов. Эта коррекция и конструирование окончательного варианта ряда осуществлялись следующим способом: для периода, когда ряды взаимно перекрывались (1949–1967 гг.), было получено выражение оптимальной линейной связи между двумя рядами; при помощи этого выражения ряд [26] для 1968–2004 гг. был пересчитан в величины, сопоставимые с величинами из первого ряда; этот сегмент ряда был до-

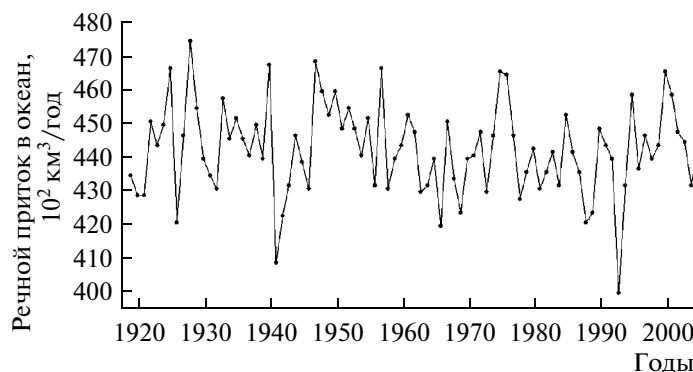


Рис. 10. Изменения суммарного жидкого стока в Мировой океан с поверхности материков в 1918–2004 гг. Построено с использованием данных из [13, 26].

бавлен к ряду из [13]. Полученная реализация показана на рис. 10.

Результаты анализа ряда на рис. 10 заключаются в следующем. Среднее значение притока равно $44270 \text{ км}^3/\text{год}$, стандарт $1350 \text{ км}^3/\text{год}$, коэффициент вариации 0.031 , коэффициент асимметрии -0.144 . Значения C_V и C_S чрезвычайно малы; можно показать, что и оценка четвертого момента близка к значению, свойственному нормальному распределению (эксцесс составляет ~ 3.4).

Оба использованных в настоящем исследовании критерия для идентификации стохастических моделей стока — Акаике и Шварца—Риссанена имели как первый, так и глобальный минимум на нулевом порядке, причем графики зависимостей значений этих критериев от пробных порядков были практически идентичными для всех опробованных способов оценки коэффициентов авторегрессии: при помощи схемы Юла—Уокера, Бурга и подхода Марквардта—Вильсона (итеративная оценка коэффициента, обеспечивающая минимальную ошибку пробного прогноза ряда в прямом и обратном направлении). Практически совпадающие результаты были получены и по ряду на рис. 10, пересчитанному в ряд строго нормально распределенных величин. (Отметим, в данном случае использовался критерий Акаике в его традиционном виде, так как принимали N_E , равной самой длине ряда — 87 лет.)

Таким образом, анализ “продленного” ряда привел к точно такой же модели (со сходными значениями параметров), что и анализ раннего ряда стока, — к последовательности некоррелированных случайных величин, распределение которых близко к нормальному. Этот вывод не противоречит представлению о белом шуме двух других компонентов мирового водного баланса (ледникового стока и приращений объема океана за счет межгодовых эвстатических колебаний его уровня), полученному в предыдущих работах автора [6, 29].

В заключение приведем результаты расчетов, проведенных с целью выявления возможных монотонных трендов в рядах стока. Так как соединение двух сегментов ряда на рис. 10 — в том, что касается средних значений — произведено в некоторой степени искусственно, целесообразно исследовать стационарность каждого из исходных рядов отдельно. Для этой цели использовался подход, описанный выше, в методическом разделе, при этом анализ стационарности осуществлялся по рядам, пересчитанным в ряды нормально распределенных величин.

Разность между средними значениями ряда (сконструированного по данным из [13]), оцененными по половинам ряда, составила 0.49 стандарта аналогичных разностей для абсолютно стационарного ряда. Разности между оценками стандартов и первых коэффициентов автокорреляции, полученными по половинам ряда, составили 0.74 и 0.022 стандартов соответствующих разностей для стационарных последовательностей.

Результаты анализа стационарности ряда из [26] по математическому ожиданию, стандартам и первым коэффициентам автокорреляции были аналогичными: разности оценок этих параметров, полученных по первой и второй половинам ряда, составили 0.80 , 0.049 и 1.00 значений стандартов соответствующих разностей для стационарных последовательностей. Таким образом, статистически значимых длиннопериодных “трендов” как по средним значениям (матожиданиям), так и по стандартам и по автокоррелированности в рядах суммарного стока в Мировой океан не обнаружено.

Аналогичный анализ статистической значимости длиннопериодных “трендов” был осуществлен для всех рядов годового, максимального и минимального стока длиной ≥ 40 лет (пересчитанных в ряды нормально распределенных величин), рассмотренных в работе. Результирующие «параметры стационарности» сведены в табл. 3, из которой видно, что ряды годового стока рек типа 1 не отличаются

Таблица 3. Доли рядов, %, оценки трендов которых по среднему \bar{x} , стандарту σ , коэффициенту автокорреляции r_1 выходят за пределы 95%-ных доверительных интервалов, соответствующих гипотезе стационарности

Тип рек	Вид стока								
	годовой			максимальный			минимальный		
	x	σ	r_1	x	σ	r_1	x	σ	r_1
Основной	8.6	0.8	5.5	8.8	2.8	5.5	22.1	6.0	9.4
Озерные реки	16.0	0.8	5.6	23.0	2.4	6.3	27.2	6.4	13.6
Реки ледникового питания	14.8	0.0	0.0	11.1	0.0	11.1	34.6	0.0	3.8
Реки с антропогенно-измененным стоком	11.4	4.2	4.6	14.7	6.3	6.5	29.5	4.5	8.0

ся существенно от реализаций стационарных последовательностей. Так, тренды в средних величинах лишь 3.6% рядов (8.6% минус 5.0%) не могут быть объяснены выборочной изменчивостью оценок параметров стационарных последовательностей; соответствующие показатели стандартов и автокорреляций еще ближе к стационарным. Сходная картина характерна для многолетних рядов стока рек типа 1 наиболее многоводных месяцев. Вместе с тем, заметная доля (~1/6) рядов минимального стока рек типа 1 не соответствует стационарной модели в отношении изменений оценок математического ожидания от одной половины ряда к другой. Еще более значительные отличия (по оценкам математических ожиданий) от реализаций стационарных последовательностей наблюдаются для рядов минимального стока рек других типов — ледникового стока, озерных и антропогенно-измененных (последние два типа — вместе с соответствующими переходными типами): от 22 до 30% таких рядов обнаруживают многолетние изменения средних значений, не укладывающиеся в стационарную схему.

Обращают также на себя внимание некоторые отклонения от стационарной картины (по матожиданиям) рядов максимального стока озерных рек и рек переходного к озерному типу (в 18% случаев). В остальном ряды стока различного вида различных типов рек примерно соответствуют стационарной картине.

Таким образом, полученные результаты не противоречат гипотезе о стационарности, в первом приближении, изменений естественного (годового и максимального) стока большинства рек в масштабе десятилетий — хотя и выявляют определенные отклонения минимального стока части рек всех типов и максимального стока части озерных рек от стационарного режима. Эти выводы в общем подтверждают, значительно детализируя, полученные ранее результаты [3, 4, 16, 17, 19, 20, 25, 29, 41, 45, 47].

В связи с проблемой стационарности рядов речного стока необходимо отметить проблему потен-

циального влияния на сток глобальных изменений климата вследствие парникового эффекта. Исследования такого плана были попытожены в работе [10]. В ней на основе изучения статистик прогнозов стока на моделях климатической системы было показано, что статистически значимые изменения стока вследствие парникового эффекта, в частности на территории России, могут ожидаться только со второй трети XXI в.

ВЫВОДЫ

Естественные изменения годового и максимального стока большинства неозерных рек мира (включая реки ледникового питания), а также многолетние изменения стока наиболее многоводных месяцев в большинстве створов рек всех типов (кроме озерных) в первом приближении описываются при помощи модели стационарной последовательности некоррелированных по времени случайных величин.

Изменения стока озерных рек и рек переходного к озерному типу, а также многолетние изменения стока наиболее маловодных месяцев в большинстве створов описываются процессами авторегрессии первого и больших порядков. Возможно, для заметной части (от 1/6 до 1/3) рядов минимального стока рек всех типов более адекватна, по сравнению с моделью $AR(1)$, модель с трендами средних значений.

Негауссовость распределений годового, максимального и минимального стока рек в большинстве случаев не оказывает существенного влияния на указанную структуру идентифицируемых моделей.

Наличие инерционности в колебаниях годового стока в части створов рек типа 1, по-видимому, в большинстве случаев может быть объяснено автокоррелированностью стока маловодных месяцев.

Обновленный ряд изменений суммарного стока рек в мировой океан, как и стока большинства индивидуальных неозерных рек, удовлетворительно описывается последовательностью стационарных

некоррелированных по времени случайных величин. Указанный тип модели речного притока в океан находится в согласии с полученными ранее результатами, свидетельствующими о белошумном характере годовых приращений массы воды в океане и винеровском характере изменений массы воды в основных геосферах Земли.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Виноградов Ю.Б., Виноградова Т.А.* Современные проблемы гидрологии. М.: Академия, 2008. 320 с.
2. Водноэнергетические расчеты методом Монте-Карло / Под ред. Резниковского А.Ш. М.: Энергия, 1969. 294 с.
3. Водные ресурсы России и их использование / Под ред. Шикломанова И.А. СПб.: ГГИ, 2008. 599 с.
4. *Георгиевский В.Ю.* Изменения стока рек России и водного баланса Каспийского моря под влиянием хозяйственной деятельности и глобального потепления. Автореф. дис. ... докт. техн. наук. СПб., 2005. 39 с.
5. *Добровольский В.В.* Физическая география. М.: ВИА, 1946. 468 с.
6. *Добровольский С.Г.* О междугодичных изменениях составляющих мирового водного баланса и запасов воды на суше // Вод. ресурсы. 1981. № 5. С. 165–169.
7. *Добровольский С.Г.* Аномалии глобального тепло-влагообмена. М.: Сов. геофизический комитет, 1991. 128 с.
8. *Добровольский С.Г.* Стохастический анализ изменчивости компонентов водного баланса для различных природных зон Европейской территории России. // Взаимодействие вод суши и атмосферы. М.: Наука, 1993. С. 128–137.
9. *Добровольский С.Г.* Климатические изменения в системе “гидросфера–атмосфера”. М.: ГЕОС, 2002. 236 с.
10. *Добровольский С.Г.* Проблема глобального потепления и изменений стока российских рек // Вод. ресурсы. 2007. Т. 34. № 6. с. 643 – 655.
11. *Добровольский С.Г., Истомина М.Н.* Наводнения мира. М.: ГЕОС, 2006. 256 с.
12. *Журбенко И.Г., Кожевникова И.А.* Стохастическое моделирование процессов. М.: Изд-во МГУ, 1990. 148 с.
13. Мировой водный баланс и водные ресурсы Земли. Л.: Гидрометеоздат, 1974. 638 с.
14. *Привальский В.Е.* Климатическая изменчивость (Стохастические модели, предсказуемость, спектры). М.: Наука, 1985. 184 с.
15. *Привальский В.Е., Панченко В.А., Асарина Е.Ю.* Модели временных рядов. СПб.: Гидрометеоздат, 1992. 226 с.
16. Пространственно-временные колебания стока рек СССР. Л.: Гидрометеоздат, 1988. 376 с.
17. *Раткович Д.Я.* Многолетние колебания речного стока. Л.: Гидрометеоздат, 1976. 256 с.
18. *Раткович Д.Я.* Актуальные проблемы водообеспечения. М.: Наука, 2003. 352 с.
19. *Сахарюк А.В.* Оценка стационарности многолетних колебаний речного стока // Тр. ГГИ. 1981. № 282. С. 78–87.
20. *Семенов В.А., Алексеева А.К., Дегтяренко Т.Н. и др.* Климатические изменения стока рек СССР // Тр. ВНИИ гидрометеорологической информации. 1986. № 133. С. 59–84.
21. *Фролов А.В.* Динамико-стохастические модели многолетних колебаний проточных озер. М.: Наука, 1985. 103 с.
22. *Эдельштейн К.К.* Гидрология материков. М.: Академия, 2005. 304 с.
23. *Яглом А.М.* Корреляционная теория стационарных случайных функций. Л.: Гидрометеоздат, 1981. 280 с.
24. *Baggeroer A.B.* Confidence intervals for regression (MEM) spectral estimates // IEEE Trans. Inform. Theory. 1976. IT-22. P. 218 – 224.
25. *Chiew F.H.S., McMahon T.A.* Trends and changes in historical annual streamflow volumes and peak discharge of rivers in the world // Proc. Intern. Congr. on modelling and simulation. Newcastle, 1995. P.140.
26. *Dai A., Qian T., Trenberth K.E., Milliman J.D.* Changes in continental freshwater discharge from 1948–2004 // J. Climate. 2009. V. 22. P. 2773–2791.
27. *Dzhaparidze K.O., Yaglom A.M.* Spectrum parameter estimation in time series analysis // Developments in statistics. 1983. V. 4. P. 1–96.
28. *Dobrovolski S.G.* Global climatic changes in water and heat transfer-accumulation processes. Amsterdam: Elsevier, 1992. 280 p.
29. *Dobrovolski S.G.* Stochastic climate theory. Heidelberg: Springer, 2000. 296 p.
30. *Dobrovolski S.G., Reynaud L.* Statistical analysis of glacier mass balance // Studies and Reports in Hydrology. 1998. V. 55. P. 73–83.
31. *Earth Google.* 2009. www.earth.google.com
32. GRDC: Global river discharge center. 2009. http://www.grdc.com
33. *Hasselmann K.* Stochastic climate models. Pt 1 // Tellus/ 1976. V. 28. P. 473–485.
34. *Hasselmann K.* Construction and verification of stochastic climate models / Ed. Berger A. Climatic variations and variability: facts and theories. Dordrecht: D. Reidel, 1981. P. 481–497.
35. *Haykin S.* Non-linear methods of spectral analysis // Top Appl. Phys. 1979. V. 34. P. 247.
36. ISLSCP: International Satellite Land Surface Climate Project. CD set. Greenbelt: NASA GSFC, 2003.
37. *Marple S.L.Jr.* Digital spectral analysis with applications. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1987. 584 p.
38. Microsoft Database 5-CD data set. Tulsa: Microsoft, 2005.

39. *Privalsky V.E., Jensen D.T.* Time series analysis package. Autoregressive time and frequency domains analysis of scalar and multi-variate time series. Logan: Utah climate center, 1992. 61 p.
40. SAGE River Discharge Database. 2009. http://www.sage.wisc.edu/river_data
41. *Schaedler B.* Long water balance time series in the upper basins of four important rivers in Europe – indicators for climatic changes? //IAHS Publ. 1987. № 168. P. 209–219.
42. Stochastic climate models / Eds. Imkeller P., Storch J.-S. Birkhauser: Basel, 2001. 432 p.
43. *Ulrych T.J., Bishop T.* Maximum entropy spectral analysis and autoregressive decomposition // Rev. Geophys. Space Phys. 1975. V. 13. P. 183–200.
44. *Vorosmarty C.J., Fekete B.M., Tucker B.A.* Global river discharge database. 1998. V. 1.1. <http://www-eosdis.ornl.gov>
45. World water resources at the beginning of the 21st century / Eds. Shiklomanov I.A., Rodda J.C. Cambridge: Cambridge Univer. Press, 2003. 435 p.
46. *Yaglom A.M.* Correlation theory of stationary and related random functions. Heidelberg: Springer, 1987. V. 1. 526 p.
47. *Yevjevitch V.* Fluctuations of wet and dry years: an analysis of variance spectrum. Denver: Colorado State University, 1977. 94 p.