

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 556.048

СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭКСТРЕМАЛЬНЫХ ОСАДКОВ В ЛЕТНИЙ ПЕРИОД В ПРИБАЙКАЛЬЕ (С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ТЕОРИИ СЛУЧАЙНЫХ ПОЛЕЙ)¹

© 2023 г. М. В. Болгов^а, *, М. Д. Трубецкова^а

^аИнститут водных проблем РАН, Москва, 119333 Россия

*e-mail: bolgovmv@mail.ru

Поступила в редакцию 28.07.2022 г.

После доработки 28.10.2022 г.

Принята к публикации 14.12.2022 г.

Для территории Прибайкалья разработана вероятностная модель сумм экстремальных осадков для сильных ливней, охватывающих большие территории. Исследованы пространственные корреляционные функции полей осадков, выпадающих за сутки и за весь период дождя. На примере бассейна р. Ии оценены погрешности определения средних по заданному контуру экстремальных осадков. Определены погрешности интерполяции расчетных величин осадков для Прибайкалья при отсутствии данных наблюдений с оценкой погрешности получаемых значений по формулам Дроздова–Шепелевского. Они составили порядка 10–15% и более. Исследованы особенности структуры полей осадков с использованием их разложения по естественным ортогональным функциям для периодов за сутки и за период дождя для разных выборок: для всей совокупности случаев и для выборок, состоящих из 10 и 30 максимальных сумм осадков на каждой метеостанции, т. е. для экстремальных событий. Выявлено, что при ограничении данных наблюдений диапазоном наибольших значений структура поля осадков упрощается, и для ее описания достаточно первых 4–5 компонент разложения. Полученные результаты важны для прогнозных задач и для построения имитационных моделей, позволяющих моделировать поля осадков с целью последующего детерминированного моделирования стока.

Ключевые слова: экстремальные дождевые осадки, случайные поля, пространственные корреляционные функции, обобщенное распределение экстремумов, естественные ортогональные функции, Прибайкалье.

DOI: 10.31857/S0321059623030057, EDN: CZDRVF

ВВЕДЕНИЕ

Важная задача современной гидрометеорологии – исследование пространственно-временной изменчивости полей гидрологических и метеорологических характеристик. Для практических приложений, в особенности для оценки и прогнозирования экстремальных событий, вызывающих наводнения, большой интерес представляют параметры временных и пространственных функций распределений, характеризующих поля дождевых осадков. Вероятностные характеристики полей осадков входят в уравнения для расчета наводнений в виде основных аргументов [15]. Сильные дождевые паводки относятся к экстремальным событиям и сопровождаются значительными ущербами для населения и экономики страны. Понимание достоверности оценок экстремальных событий – одна из основных про-

блем теории максимального стока, однако эта достоверность не всегда исследуется и, к сожалению, далеко не всегда принимается во внимание при оценивании рисков возникновения ущербов [3].

Проблема корректного вероятностного описания полей гидрометеорологических элементов существует не одно десятилетие. В этой области стохастическая гидрометеорология достигла определенных результатов, но ряд задач, связанных в основном с плохо определяемыми и сильно изменчивыми характеристиками – такими как суммы дождевых осадков – остается нерешенным.

Основные выводы в области анализа случайных полей гидрометеорологических элементов получены в рамках корреляционной теории случайных процессов. Одними из первых исследований в этой области были работы О.А. Дроздова и А.А. Шепелевского. В [8] предложен метод оценки ошибки интерполяции случайного поля в заданную точку на основе понятия структурной

¹ Работа выполнена в рамках Госзадания ИВП РАН (тема FMWZ-2022-0001, государственная регистрация 122041100259-1).

функции, введенного А.Н. Колмогоровым [10]. Существенный результат в развитии методов исследования корреляционной структуры метеорологических полей получен Э.Н. Лоренцем (E.N. Lorenz) [23] и развит Н.А. Багровым [2] на основе определения естественных ортогональных функций (ЕОФ), что в 1960-е гг. придало импульс развитию физико-статистических методов анализа и прогноза случайных полей гидрометеорологических элементов.

Важные и до сих пор значимые результаты в области исследования корреляционной структуры случайных полей получены Л.С. Гандиным и Р.Л. Каганом в 1960–1970 гг. [7, 9]. В последующие годы появилось не так много работ, посвященных вероятностному описанию пространственной структуры случайных метеорологических полей и методам их имитационного моделирования. В их числе – исследования новосибирской школы [13, 14], важные результаты которых заключаются в разработке методов моделирования случайных полей с использованием корреляционной структуры в анизотропном случае. Обобщение метода имитационного моделирования с использованием ЕОФ предложено в [4]. Исследованиям структуры случайных полей осадков посвящен целый ряд современных работ зарубежных авторов [18, 19, 22, 24, 25].

Большая часть существующих задач прикладной гидрологии и климатологии ориентирована на использование несложных методов. Их цель – решение широкого круга практических задач, связанных с оценкой надежности проектируемых гидротехнических сооружений при воздействии ветровых, снеговых, ледовых, волновых и прочих видов нагрузок. Эти методы должны быть реализуемы в условиях доступа к стандартным наборам данных наблюдений и опираться на модельные представления, обеспечивающие достижение требуемого на практике уровня достоверности результатов. Соответственно, задача вероятностного моделирования полей гидрометеорологических элементов традиционно рассматривалась в рамках одномерных распределений исследуемых характеристик.

Основная сложность исследования и прогнозирования экстремальных гидрометеорологических событий – отсутствие надежных данных метеорологических наблюдений за осадками. Характерный пример экстремального события последних лет – наводнение 2019 г., сформировавшееся в Прибайкалье и приведшее к катастрофическому затоплению г. Тулуна [5]. Малая густота наблюдательной осадкомерной сети в бассейне р. Ии не позволила получить надежные модельные оценки характеристик экстремального паводка, и качество собственно гидрологических наблюдений, необходимых для верифика-

ции гидрологических моделей, оказалось недостаточным.

На практике актуальны указанные ниже задачи интерпретации данных наблюдений за осадками, решаемые на основе вероятностных моделей.

1. Оценка погрешностей средних по заданному контуру (речному бассейну) слоев осадков, выпадающих в течение фиксированных промежутков времени (за сутки, за весь период дождя и т. д.), используемых в качестве исходных величин при моделировании стока паводков для речных водосборов при наличии редкой сети осадкомеров.

2. Определение “точечных” характеристик дождей в пунктах с отсутствием их измерений, определяемых путем интерполяции значений, полученных по наблюдениям в других пунктах. Как правило, это относится к квантилям распределений сумм осадков малой обеспеченности, используемых при расчетах дождевых паводков на малых реках стандартными инженерными методами. Такие задачи возникают в строительном проектировании при оценке расчетных климатических характеристик в точке, например при расчетах максимального стока с малых водосборов.

3. Исследование особенностей структуры полей характеристик осадков для обоснования методов имитационного моделирования и ряда других задач.

В данной работе предложена вероятностная модель сумм экстремальных осадков для летних эпизодов сильных ливней, охватывавших большие территории. С использованием этой модели для территории Прибайкалья решены перечисленные выше задачи. Оценены погрешности определения экстремальных осадков по имеющимся данным наблюдений на примере бассейна р. Ии, исследованы погрешности определения расчетных величин при отсутствии данных наблюдений (погрешности интерполяции), исследованы особенности полей экстремальных осадков.

ХАРАКТЕРИСТИКА РЕГИОНА ИССЛЕДОВАНИЯ

Прибайкалье расположено в центральной части Евразии, на юге Восточной Сибири. Эта территория находится в умеренном климатическом поясе (согласно классификации Б.П. Алисова). Климат региона континентальный, степень континентальности возрастает с З на В. Такой климат формируется под действием умеренных континентальных воздушных масс и характеризуется высокими амплитудами температуры воздуха, жарким летом и холодной зимой.

Годовые суммы осадков меняются от 400 мм на равнине до 600 мм в горах, однако сложный рельеф обуславливает существенные различия в их распределении по территории, и на отдельных

осредненным в пределах заданного контура. При этом возникает необходимость оценки погрешности величин, получаемых путем осреднения данных по точкам, попадающим в этот контур (например, речной бассейн).

Использованная авторами статьи методика определения ошибок осреднения основана на предположении однородности и изотропии изучаемых полей, согласно рекомендациям [7]. Для получения ПКФ строится график зависимости коэффициента парной корреляции от расстояния между метеостанциями. Коэффициенты корреляции характеризуются выборочной погрешностью. Для устранения влияния этого фактора проводится осреднение изучаемых характеристик. Все множество расстояний между парами метеостанций разбивается на группы по их интервалам с шагом в 50 или 100 км. В пределах каждого интервала рассчитываются средние расстояния и соответствующие средние значения коэффициентов корреляции для всех пар метеостанций, попавших в этот интервал. Полученные таким образом зависимости средних коэффициентов корреляции от средних расстояний между метеостанциями аппроксимируются экспоненциальной функцией, для чего берутся только положительные значения осредненных коэффициентов корреляции.

Дальнейшее изложение сгруппировано по трем упомянутым выше задачам.

Задача 1. Оценка погрешностей средних по заданному контуру слоев экстремальных осадков

По данным наблюдений получают средние по заданному контуру слои осадков, выпадающие в течение выбранных промежутков времени (сутки, период дождя и т. д.). Погрешности, с которой значение исследуемой характеристики, измеренное на метеостанции с координатами (x_0, y_0) , характеризует ее среднее значение на окружающей территории площадью s , определяется формулой [7]:

$$E(1, s) = \sigma \sqrt{\varepsilon_0^2(s) + \eta^2}, \quad (1)$$

где η^2 – погрешность измерения, $\varepsilon_0^2(s)$ – погрешность определения осадков для площади s , σ – среднеквадратическое отклонение случайного поля исследуемых осадков. Эмпирическая ПКФ дождевых осадков $\mu(\rho)$ описывается экспоненциальной зависимостью:

$$\mu(\rho) = e^{-\frac{\rho}{l_0}}, \quad (2)$$

где ρ – расстояние между метеостанциями, l_0 – параметр аппроксимации (радиус корреляции).

Для не очень больших площадей (при расстоянии между станциями порядка 300–400 км) справедливо соотношение [7]:

$$\varepsilon_0^2(s) = \frac{0.23\sqrt{s}}{l_0},$$

и тогда оценка погрешности определения осадков по одной метеостанции для площади s с центром в этой точке определяется выражением:

$$E(1, s) = \sigma \sqrt{\frac{0.23\sqrt{s}}{l_0} + \eta^2}, \quad (3)$$

здесь l_0 – радиус корреляции, который является параметром аппроксимации пространственной корреляционной функции (2).

Погрешность, получаемая по формуле (3), характеризует исследуемое поле для всех отобранных случаев экстремальных осадков, т. е. в предположении его однородности. Однако необходимо оценить влияние возможной пространственной неоднородности полей осадков. Для этого авторы статьи выполнили расчеты по оценке погрешностей не только для всей совокупности случаев, но также для выборок, состоящих из 10 и 30 максимальных из всей выборки значений осадков на каждой метеостанции. Авторы статьи исходили из того, что при количестве совместных наблюдений < 10 ошибка определения коэффициента парной корреляции существенно увеличивается. Сформированные таким образом выборки далее будем называть усеченными.

Задача 2. Оценка погрешности точечных характеристик дождей в пунктах с отсутствием измерений, определяемых путем интерполяции значений, полученных по наблюдениям в других пунктах

Интерполируемыми параметрами могут быть квантили распределений исследуемой характеристики малой вероятности превышения. Погрешности параметров распределений вероятностей экстремальных осадков определялись также с помощью ПКФ или структурной функции. Полная ошибка определения квантилей обеспеченности $P = 1\%$ представляет собой сумму ошибки интерполяции, рассчитываемой с помощью структурной функции, и погрешности интерполируемого значения.

Для решения этой задачи необходимо исследовать вид одномерных функций распределения осадков, поскольку известно, что они существенно отличаются от функций нормального распределения. Одномерные распределения дождевых осадков рекомендуется получать на основе результатов теории экстремальных значений [17]. Для исследования распределений величин, являющихся наибольшими из некоторых наборов

данных, современная математическая статистика предлагает Обобщенное распределение экстремумов (GEV). Использование GEV для аппроксимации распределений сумм осадков предполагает, что экстремальные величины исследуемой стационарной последовательности выше некоторого порога образуют последовательность независимых величин, а их число подчиняется закону Пуассона. Функция распределения GEV, описывающая распределение наибольшего в году значения исследуемой характеристики, представляется в следующем виде [20]:

$$F(x) = e^{-\left[1 - \frac{(x-u)\xi}{s}\right]^{1/\xi}},$$

$$\xi \neq 0, \quad \xi = 2 - l_1/l_2, \quad s = (1 - \xi)l_1,$$

l_1 и l_2 – выборочные оценки первого и второго линейных моментов [21], u – пороговое значение.

При расчетах параметров и ординат GEV-распределения для рядов экстремальных осадков для каждой метеостанции использован метод учета нескольких максимумов в году, предложенный Г.А. Алексеевым [1]. Для суточных осадков использованы 3 максимума в году, а для осадков за дождь – 2. При вычислении погрешности интерполяции использована формула Дроздова–Шепелевского для случая линейной интерполяции между двумя метеостанциями, расположенными на расстоянии l км друг от друга. В этом случае максимальная погрешность $E_{2л}$ приходится на середину этого расстояния и оценивается по формуле [8]:

$$E_{2л}^2(l) = b\left(\frac{l}{2}\right) - \frac{1}{4}b(l) + \frac{1}{2}\Delta^2, \quad (4)$$

где $b(l)$ – значение структурной функции поля изучаемого метеоэлемента, Δ – погрешность его интерполируемого значения.

Полученные в результате индивидуальной статистической обработки квантили распределений с обеспеченностью 1% картируются в виде изолиний, и искомые характеристики дождевых осадков определяются по получаемой картосхеме. Погрешность полученного значения будет определяться как ошибка интерполяции значений с ближайших метеостанций в заданную точку.

Для расчетов погрешностей по (4) необходимо располагать значениями структурной функции поля $b(l)$ на расстояниях l и $l/2$. Для вычисления ее ординат поле квантилей исследуемых сумм осадков с обеспеченностью $P = 1\%$ рассматривалось как изотропное. Поскольку имеется только одна реализация случайного поля, ординаты структурной функции определялись путем осреднения значений квадратов приращений поля

квантилей для всех пар метеостанций в пределах заданных интервалов расстояний.

Для оценки полной ошибки определения квантилей обеспеченности 1% использованы результаты работы [11], где в табличном виде приведены погрешности квантилей распределений осадков. Необходимо заметить, что погрешности квантилей трехпараметрического распределения Крицкого–Менкеля несколько отличаются от погрешностей рекомендуемого авторами статьи GEV-распределения. Однако при небольшой асимметрии и изменчивости эти распределения весьма близки, а таблиц погрешностей выборочных оценок квантилей для GEV пока нет. Поэтому для расчетов можно принять соответствующие оценки распределения Крицкого–Менкеля.

Задача 3. Выявление особенностей структуры случайных полей гидрометеорологических характеристик

Для этой цели использовано представление полей экстремальных осадков за сутки и за период дождя в виде их разложения по совокупности ЕОФ. Предполагается, что дана последовательность величин $F(t, x)$, где t – время, принимающее дискретное значение $t = 1, 2, \dots, m$, а x – параметр-координата: $x = 1, 2, \dots, n$. Разложение отдельного поля из имеющейся совокупности всех полей по некоторым функциям $X_h(x)$, $h = 1, 2, \dots, n$ с коэффициентами $T(t)$, меняющимися от одного поля к другому, по Э.Н. Лоренцу (E.N. Lorenz) [23] и Н.А. Багрову [2], ищется в виде:

$$F(t, x) = \sum_h T_h(t) X_h(x). \quad (5)$$

Функции $X_h(x)$, называемые собственными функциями, определяются по данным наблюдений как собственные векторы корреляционной матрицы случайного поля исследуемых характеристик.

Для каждого собственного вектора определяется соответствующая функция $T_h(t)$, образуемая последовательностью коэффициентов разложения, и рассчитываются ее параметры распределения, например дисперсия. Дисперсия временного ряда значений коэффициентов разложения характеризует вклад соответствующей компоненты в общую дисперсию и тем самым позволяет сделать вывод о сложности структуры изучаемого поля. Разложение по ЕОФ многие десятилетия используется в качестве метода, позволяющего “свернуть” многомерный вектор к небольшому количеству попарно независимых рядов коэффициентов разложения [12]. Попарная независимость коэффициентов разложения позволяет ге-

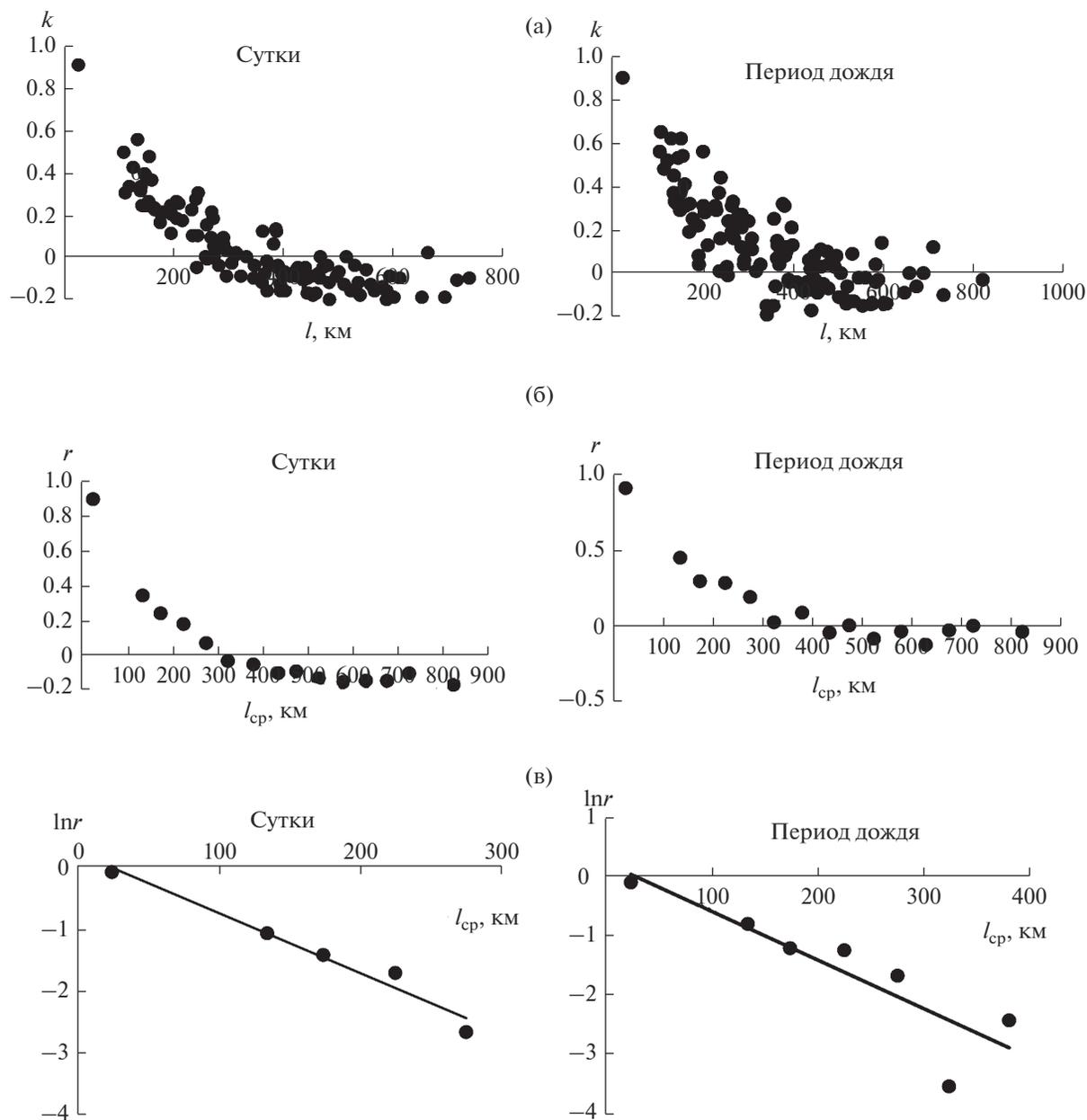


Рис. 2. Зависимости: а – коэффициента корреляции k экстремальных осадков в Прибайкалье от расстояния между метеостанциями (l), б – среднего коэффициента корреляции r от среднего расстояния между станциями (l_{cp}), в – ПКФ для сумм экстремальных осадков в полупологарифмических координатах.

нерировать искусственные последовательности полей осадков большой продолжительности.

Расчеты выполнены для полной выборки и двух усеченных.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Для территории Прибайкалья предложена вероятностная модель экстремальных осадков. Построены ПКФ полей сумм экстремальных

осадков для двух периодов: суток и периода выпадения дождя. Связь коэффициентов парной корреляции экстремальных осадков на метеостанциях с расстояниями между ними и их средних значений, а также аппроксимация этой зависимости на основе экспоненциальной функции приведены на рис. 2. Большое рассеяние точек на эмпирической ПКФ (рис. 2а) свидетельствует о неоднородности случайных полей сумм экстремальных осадков на территории Прибайкалья как за сутки, так и за период дождя.

Таблица 1. Результаты расчета погрешностей определения сумм дождевых осадков для полной и усеченных выборок

Параметр	Сутки			Период дождя		
	все случаи	10 максимумов	30 максимумов	все случаи	10 максимумов	30 максимумов
σ , мм	13.49	23.3	21.9	26.13	38.36	33.75
$E(3, s)$, мм	3.3	6.0	5.2	5.8	9.5	8.3

Рис. 2б приводит к выводу о том, что при расстояниях 300–400 км коэффициенты корреляции сумм экстремальных осадков убывают в этом регионе практически до нуля. Рис. 2в показывает, что указанная корреляция удовлетворительно аппроксимируется зависимостью экспоненциального вида. Полученный результат означает, что пространственная связность полей сумм осадков как за сутки, так и за дождь на площадях, сравнимых с размерами изучаемых речных водосборов, достаточно существенна, что позволяет сделать выводы как о точности оценок, так и о пределах площадей осреднения осадков при расчетах паводочного стока. В рассматриваемом бассейне эти пределы составляют ~300 км для рядов суточных сумм экстремальных осадков и ~350 км для осадков за период дождя, что естественно, так как сумма осадков за дождь включает в себя суточную сумму и лучше отражает естественные синоптические условия выпадения дождей на больших территориях. Суточная сумма осадков – это более “искусственная” характеристика, но она часто используется по причине простоты формирования выборки.

Задача 1. Оценка точности сумм экстремальных дождевых осадков на примере бассейна р. Ии

Внутри этого бассейна и возле его границ расположены три метеостанции, данные наблюдений на которых имеются в открытом доступе [6]: Нижнеудинск, Тулун и Орлик. По графикам ПКФ, построенным по осредненным значениям (рис. 2), определен радиус корреляции – параметр l_0 , представляющий собой расстояние, при котором логарифм корреляционной функции равен -1 . Для поля суточных осадков он составил 115 км, для сумм осадков за период дождя – 144 км. Для водосбора р. Ии, площадь которого равна ~15000 км², на одну метеостанцию приходится площадь $s \sim 5000$ км². Тогда, в соответствии с расчетами по формуле (3), $E(1, s) = \sigma \times 0.43$ для суточных осадков и $E(1, s) = \sigma \times 0.39$ для осадков за дождь. Если на исследуемой территории имеется три метеостанции, то $E(3, s) = \sigma \times 0.25$ для суточных осадков и $E(3, s) = \sigma \times 0.22$ для осадков за период дождя.

Значения среднеквадратического отклонения σ для сумм осадков за сутки и за период дождя и со-

ответствующие погрешности, рассчитанные для полной и двух усеченных выборок, приведены в табл. 1.

Из данных, приведенных в табл. 1, можно сделать ряд выводов. Суммы осадков за дождь продолжительностью 2–4 сут, образующие наводнения на больших и средних реках, характеризуются большей дисперсией, чем осадки за сутки, что очевидно, но также – и большей погрешностью осреднения в пределах границ речных водосборов. Усеченные выборки, характеризующие экстремальные случаи выпадения осадков, образуют случайные поля с существенно большей дисперсией и, соответственно, с большей погрешностью определения сумм осадков при осреднении. Тем не менее статистическому анализу должны подвергаться однородные совокупности данных, что позволяет получать объективные выводы о погрешностях. Последнее важно при оценке надежности расчетов максимального стока рек.

Задача 2. Оценка погрешности точечных характеристик дождей в пунктах, где отсутствуют измерения, получаемых путем интерполяции измерений, проводимых в других точках

Для каждой метеостанции получены параметры и ординаты GEV-распределения для рядов экстремальных осадков за сутки и за дождь. Примеры GEV-распределений для рядов экстремальных осадков представлены на рис. 3.

Визуальное сопоставление теоретических и эмпирических функций распределения сумм осадков позволяет сделать вывод о приемлемом качестве аппроксимации данных на основе распределения GEV. Более сложные критерии согласия эмпирических и теоретических распределений неприменимы по причине малой чувствительности (мощности) таких критериев в условиях ограниченных объемов данных наблюдений [16]. В табл. 2 приведены оценки квантилей распределений осадков с обеспеченностью $P = 1\%$. На рис. 4а, 4б представлены структурные функции полей квантилей распределения сумм осадков обеспеченностью $P = 1\%$ соответственно за сутки и за период дождя.

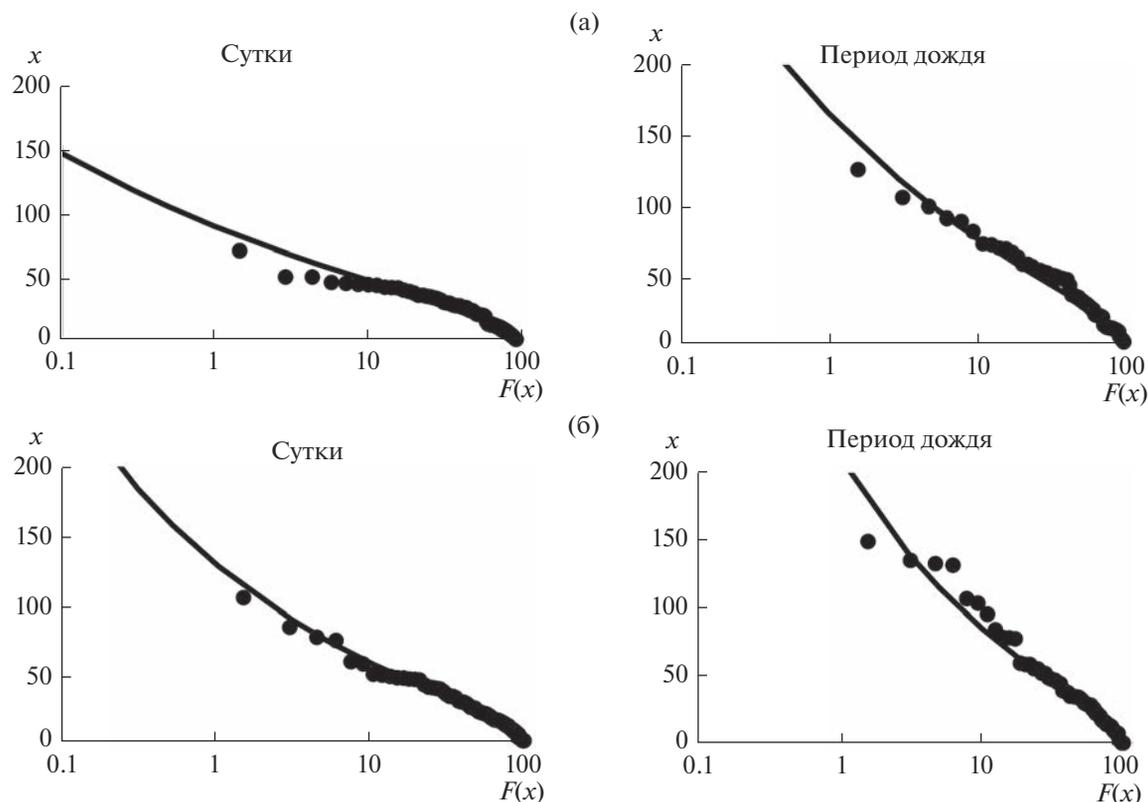


Рис. 3. Примеры GEV-распределений для рядов экстремальных осадков за сутки и за период дождя для метеостанций Прибайкалья: а – Верхняя Гутара; б – Тулун.

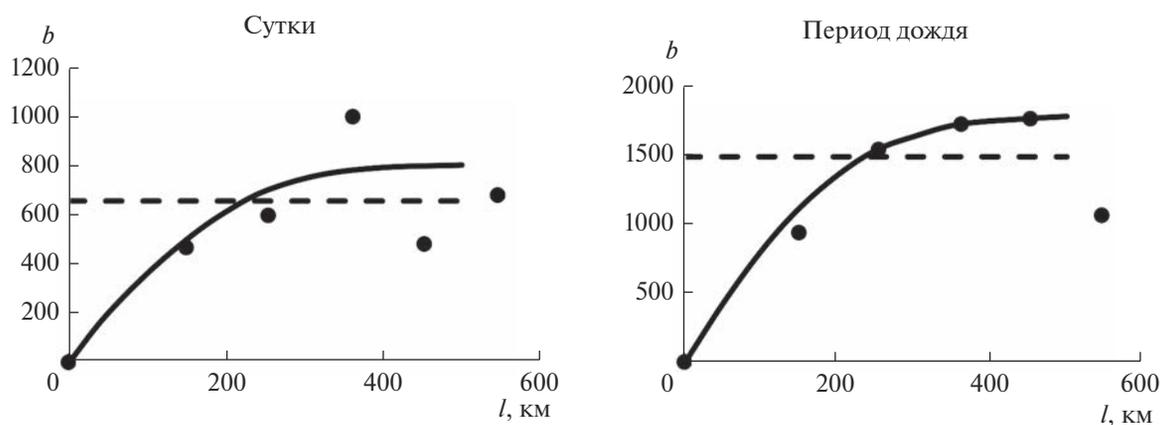


Рис. 4. Структурные функции полей квантилей распределения сумм осадков за сутки и за период дождя обеспеченностью $P = 1\%$. Пунктиром обозначена удвоенная дисперсия поля осадков.

Выполнив расчеты по формуле (4) с использованием погрешностей квантилей для исследуемых рядов, авторы статьи получили ошибку определения сумм осадков за сутки и за дождь 15 и 20 мм соответственно с обеспеченностью $P = 1\%$. Эта величина ошибки довольно велика, поскольку погрешность составляет 10–15% и более. Тем не менее для случаев прикладных климатических оценок при отсутствии данных наблюдений эти

погрешности приемлемы, но должны приниматься во внимание при оценке надежности проектных решений, основанных на результатах модельных расчетов.

В [5] предложен байесовский метод учета погрешностей расчетных параметров при проектировании сооружений, но в целом решение этой проблемы лежит в области теории надежности и не является предметом данной статьи.

Таблица 2. Квантили распределения сумм экстремальных осадков для метеостанций Прибайкалья за сутки и за период дождя с обеспеченностью $P = 1\%$

№	Название метеостанции	Код метеостанции	Экстремальные осадки, мм, $P = 1\%$	
			за сутки	за период дождя
1	Нижнеудинск	29698	101	144
2	Верхняя Гутара	29789	88	166
3	Орлик	29998	97	143
4	Братск	30309	81	171
5	Орлинг	30328	101	130
6	Казачинское	30337	58	123
7	Нижнеангарск	30433	78	149
8	Карам	30437	97	144
9	Тулун	30504	127	211
10	Жигалово	30521	89	141
11	Балаганск	30612	87	154
12	Баяндай	30627	92	126
13	Инга	30703	112	156
14	Иркутск	30710	119	190
15	Хомутово	30716	125	169
16	Тунка	30811	87	97

Задача 3. Исследование особенностей структуры полей гидрометеорологических характеристик осадков

Выполненные выше построения (рис. 2а) показали, что в Прибайкалье структура случайных

полей сумм осадков за сутки и за дождь неоднородна. На рис. 5 представлены результаты разложения полей по ЕОФ: построены зависимости дисперсий коэффициентов разложения, рассчитанных для полей сумм осадков за сутки и за пе-

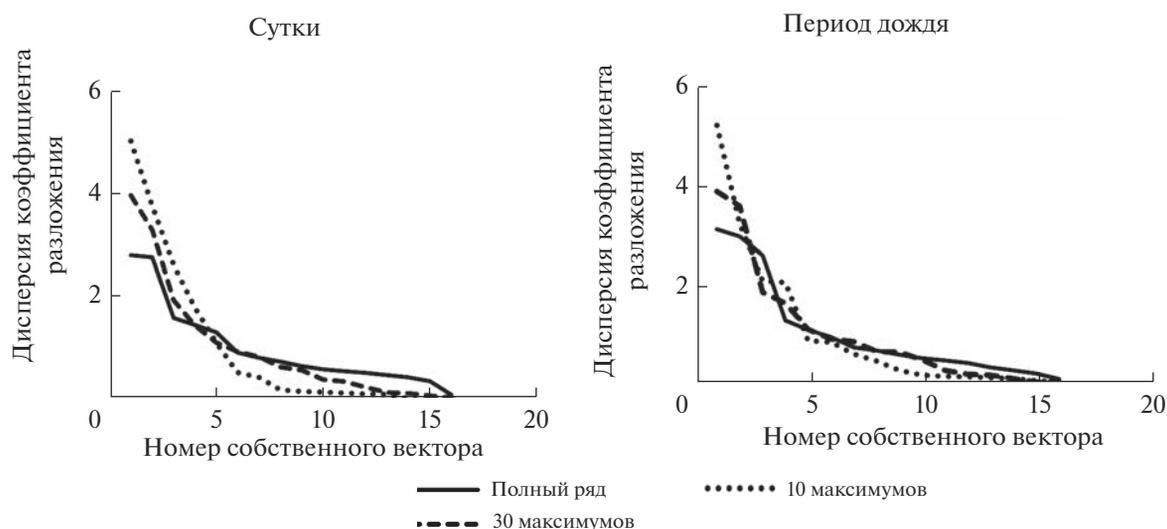


Рис. 5. Зависимости дисперсии D коэффициентов разложения по ЕОФ полей осадков от номера собственного вектора.

риод дождя, от номера собственного вектора в полном и двух усеченных вариантах.

Исследование полей осадков методом разложения по ЕОФ показало, что при ограничении данных наблюдений диапазоном экстремальных событий структура поля осадков становится проще по сравнению с полной выборкой, и для ее описания достаточно первых 4–5 компонент разложения по ЕОФ. Для реализаций полей осадков, характеризующихся экстремальными значениями, т. е. для величин из области “хвостов” распределений, дисперсия случайного поля существенно больше и погрешности, рассчитанные без учета однородности, оказываются для таких случаев заниженными.

Полученный результат важен как для прогнозных задач, которые могут быть решены на основе поиска регрессионных соотношений между характеристиками поля осадков в виде разложений по ЕОФ и параметрами гидрологического режима, а также для построения имитационных моделей, позволяющих моделировать поля выпадений осадков для последующего детерминированного моделирования стока. Так, например, при анализе экстремальных паводков можно ограничиться первыми компонентами разложения случайных полей, что упростит подходы и позволит в перспективе осуществить пространственное обобщение выводов по другим территориям (регионам).

ВЫВОДЫ

Для территории Прибайкалья разработана вероятностная модель сумм экстремальных осадков для сильных ливней, охватывающих большие территории, построены ПКФ за сутки и за период дождя. Выявлено, что случайные поля сумм экстремальных осадков на исследуемой территории характеризуются неоднородностью. Для расчетов паводочного стока пределы площадей осреднения экстремальных осадков в этом регионе составляют ~300 км для рядов суточных сумм и ~350 км для сумм за период дождя.

На примере бассейна р. Ии оценены погрешности определения средних по заданному контуру экстремальных осадков для Прибайкалья. Расчеты выполнены для всей совокупности случаев и для “усеченных” выборок из 10 и 30 максимальных значений осадков. Суммы осадков за дождь характеризуются большей дисперсией и большей погрешностью осреднения, чем осадки за сутки. Уменьшение числа элементов в выборке также увеличивает погрешность определения сумм осадков при осреднении. Этот результат важен при оценке надежности расчетов максимального стока рек.

Определены погрешности интерполяции расчетных величин для Прибайкалья при отсутствии данных наблюдений с оценкой погрешности получаемых значений по формулам Дроздова–Шепелевского. Они составили порядка 10–15% и более. Эти погрешности приемлемы, но должны приниматься во внимание при оценке надежности проектных решений, основанных на результатах модельных расчетов.

Исследованы особенности структуры полей экстремальных осадков с использованием их разложения по ЕОФ для периодов за сутки и за период дождя в полном и двух “усеченных” вариантах. Выявлено, что при ограничении данных наблюдений диапазоном экстремальных событий структура поля осадков упрощается, и для ее описания достаточно первых 4–5 компонент разложения. Это может упростить подходы и позволить в перспективе осуществить пространственное обобщение выводов по другим территориям (регионам).

Полученные результаты важны для прогнозных задач, а также для построения имитационных моделей, позволяющих моделировать поля выпадений осадков для последующего детерминированного моделирования стока. Значения погрешностей, полученные при решении сформулированных задач, могут быть также применены для расчета оптимальной плотности наблюдательной сети в исследуемом регионе.

Представление случайного поля осадков в виде собственных векторов и коэффициентов разложения по ним позволяет реализовать эффективную процедуру имитационного моделирования искусственных рядов осадков большой продолжительности, что необходимо для ряда прикладных задач, связанных с моделированием наводнений, оценками ущербов от стихийных бедствий на значительных территориях и т. п.

Авторы благодарят Н.В. Осипову (ИВП РАН) за помощь при выполнении статистических расчетов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Алексеев Г.А.* Определение вероятности гидрологических и климатологических явлений, повторяющихся несколько раз в году // Исследования процессов формирования стока и методика гидрологических расчетов. Тр. ГГИ. 1954. Вып. 43(97). С. 106–112.
2. *Багров Н.А.* Аналитическое представление последовательностей метеорологических полей посредством естественных ортогональных составляющих // Тр. ЦИП. 1959. Вып. 74. С. 3–27.
3. *Болгов М.В.* Моделирование многомерных гидрологических характеристик методом разложения по естественным ортогональным функциям // Метеорология и гидрология. 1994. № 7. С. 82–95.

4. Болгов М.В. О точности расчетов максимального стока // Вод. ресурсы. 1988. № 6. С. 21–31.
5. Болгов М.В., Коробкина Е.А., Филиппова И.А., Осипова Н.В. Об учете оценок предельных значений стока при построении функции распределения максимальных расходов воды // Гидротех. стр-во. 2019. № 1. С. 23–28.
6. Булыгина О.Н., Разуваев В.Н., Александрова Т.М. Описание массива данных суточной температуры воздуха и количества осадков на метеорологических станциях России и бывшего СССР (ТТТР). <http://meteo.ru/data/162-temperature-precipitation#описание-массива-данных>
7. Гандин Л.С., Каган Р.Л. Статистические методы интерпретации метеорологических данных. Л.: Гидрометеоздат, 1976. 360 с.
8. Дроздов О.А., Шепелевский А.А. Теория интерполяции в стохастическом поле метеорологических элементов и ее применение к вопросам метеорологических карт и рационализации сети // Тр. НИУ ГУГМС. 1946. Сер. 1. Вып. 13. С. 65–115.
9. Каган Р.Л. К оценке репрезентативности осадкомерных данных // Тр. ГГО. 1966. Вып. 191. С. 22–34.
10. Колмогоров А.Н. Локальная структура турбулентности в несжимаемой вязкой жидкости при очень больших числах Рейнольдса // ДАН СССР. 1941. Т. 30. № 4. С. 299–303.
11. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком. М.: Наука, 1981. 255 с.
12. Мещерская А.В., Руховец Л.В., Юдин М.И., Яковлева Н.И. Естественные составляющие метеорологических полей / Под ред. М.И. Юдина. Л.: Гидрометеоздат, 1970. 199 с.
13. Огородников В.А., Каргаполова Н.А., Басова К.В., Ильина А.А., Сересева О.В. Численные стохастические модели метеорологических процессов и полей и некоторые их приложения // Вод. хоз-во России. 2012. № 4. С. 33–42.
14. Огородников В.А., Сересева О.В. Мультипликативная численная стохастическая модель полей суточных сумм жидких осадков и ее использование для оценки статистических характеристик экстремальных режимов их выпадения // Оптика атмосферы и океана. 2015. Т. 28. № 3. С. 238–245.
15. СП 33-101-2003. Определение основных расчетных гидрологических характеристик. М.: Госстрой России, 2004. 70 с.
16. Христофоров А.В. Надежность расчетов речного стока. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1993. 165 с.
17. Embrechts P., Kluppelberg C., Mikosch T. Modeling Extreme Events. Berlin: Springer, 1977. 645 p.
18. Feki H., Slimani M., Cudennec C. Geostatistically based optimization of a rainfall monitoring network extension: case of the climatically heterogeneous Tunisia // Hydrol. Res. 2017. V. 48 (2). P. 514–541.
19. Foehn A., Hernández J.G., Schaeffli B., Cesare D.G. Spatial interpolation of precipitation from multiple rain gauge networks and weather radar data for operational applications in Alpine catchments // J. Hydrol. 2018. V. 563. P. 1092–1110.
20. Handbook of Hydrology / Ed. D.R. Maidment. L.: McGraw-Hill, 1992. 507 p.
21. Hosking J.R.M. L-moments: Analysis and estimation of distribution using linear combination of order statistics // J. Roy. Statist. 1990. V. 52. № 1. P. 105–112.
22. Kyriakidis P.C., Kim J., Miller N.L. Geostatistical Mapping of Precipitation from Rain Gauge Data Using Atmospheric and Terrain Characteristics // J. Applied Meteorol. Climatol. 2001. V. 40. Iss. 11. P. 1855–1877.
23. Lorenz E.N. Empirical orthogonal functions and statistical weather prediction. Cambridge: MIT, Department Meteorol., Statistical Forecasting Project, 1956. 49 p.
24. Omer T., Ul Hassan M., Hussain I., Ilyas M., Hashmi S.G.M., Khan Y.A. Optimization of Monitoring Network to the Rainfall Distribution by Using Stochastic Search Algorithms: Lesson from Pakistan // Tellus A: Dynamic Meteorol. and Oceanogr. 2022. V. 74. P. 333–345.
25. Ozturk D., Gul F.K. Geostatistical Approach for Spatial Interpolation of Meteorological Data // Anais da Academia Brasileira de Ciências. 2016. V. 88 (4). P. 2121–2136.