

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 556.551

О МНОГОЛЕТНИХ ИЗМЕНЕНИЯХ ПАРАМЕТРОВ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ЗАСУХ МИРА¹

© 2022 г. С. Г. Добровольский^a, *, М. Н. Истомина^a, И. П. Лебедева^a

^aИнститут водных проблем РАН, Москва, 119333 Россия

*e-mail: sgdo@bk.ru

Поступила в редакцию 04.06.2020 г.

После доработки 10.09.2021 г.

Принята к публикации 23.09.2021 г.

Рассмотрены изменения за период с 1976 по 2016 г. частот сельскохозяйственных засух мира, координат центров районов засух, дат начала и окончания засух, их продолжительности, материальных (финансовых) и гуманитарных ущербов от засух – в целом по миру и отдельно по регионам мира с различным уровнем экономического развития. Показано, что в изменении числа засух, размеров глобальной широтной полосы засух, их продолжительности и дат окончания засух присутствует монотонный положительный тренд. Продемонстрирован также положительный статистически значимый тренд в эволюции материальных/финансовых ущербов от засух – в большей степени характерный для группы развивающихся стран. Предложена гипотеза о том, что изменения природных параметров засух могут быть связаны с изменениями глобального климата, в то время как динамика ущербов от засух определяется также и социально-экономическими факторами.

Ключевые слова: сельскохозяйственные засухи, многолетняя динамика, ущербы.

DOI: 10.31857/S0321059622020043

ВВЕДЕНИЕ

Цель работы – оценка многолетних изменений характеристик сельскохозяйственных засух в глобальном масштабе – как природных параметров, так и ущербов. В настоящем исследовании под такого рода засухами понимается временное уменьшение увлажненности территории, приводящее к социально-экономическим ущербам, связанным в основном с потерей урожая, гибелью или болезнью домашних животных, и, как следствие, к гуманитарным ущербам: болезням и гибели людей, вынужденным переселениям и т.п.

Если изучению так называемых “метеорологических засух” в глобальном масштабе посвящено сравнительно большое число исследований, например [6, 9–11, 14, 15, 17, 18], то изучению эволюции сельскохозяйственных засух в глобальном масштабе посвящено намного меньшее число работ. Последние в основном имеют качественный, описательный характер (библиография соответствующих работ дана в работе [5]) или основаны на тех же метеорологических индексах, “наложенных” на карты сельскохозяйственных угодий и оценивающих лишь потенциальные ущербы [13, 16]. Наконец, авторы немногочисленных, по

факту единичных, архивов реальных сельскохозяйственных засух [7, 8] либо осуществляют сбор данных, не анализируя их, либо ограничиваются рудиментарным анализом данных на качественном уровне. Таким образом, настоящая работа – одна из первых попыток дать по возможности всесторонний и полный количественный анализ динамики реальных, т.е. наблюдаемых в действительности, сельскохозяйственных засух в глобальном масштабе.

ИНФОРМАЦИОННАЯ ОСНОВА ИССЛЕДОВАНИЯ

В лаборатории глобальной гидрологии Института водных проблем РАН на протяжении ряда лет создается архив данных по сельскохозяйственным засухам мира. При этом используются все возможные источники информации: (1) научная литература; (2) данные СМИ; (3) база данных по природным катастрофам Лувенского католического университета (Бельгия) [8]; (4) архив Глобальной обсерватории засух [7]; (5) портал данных по воде [19]; (6) личный архив авторов.

В целом, в сформированный авторами архив входит информация по засухам, появившаяся в различных форматах, вариантах и источниках в 116 странах мира. Очевидно, что понятие “засуха”

¹ Работа выполнена в рамках Государственного задания ИВП РАН (тема FMWZ-2022-0001).

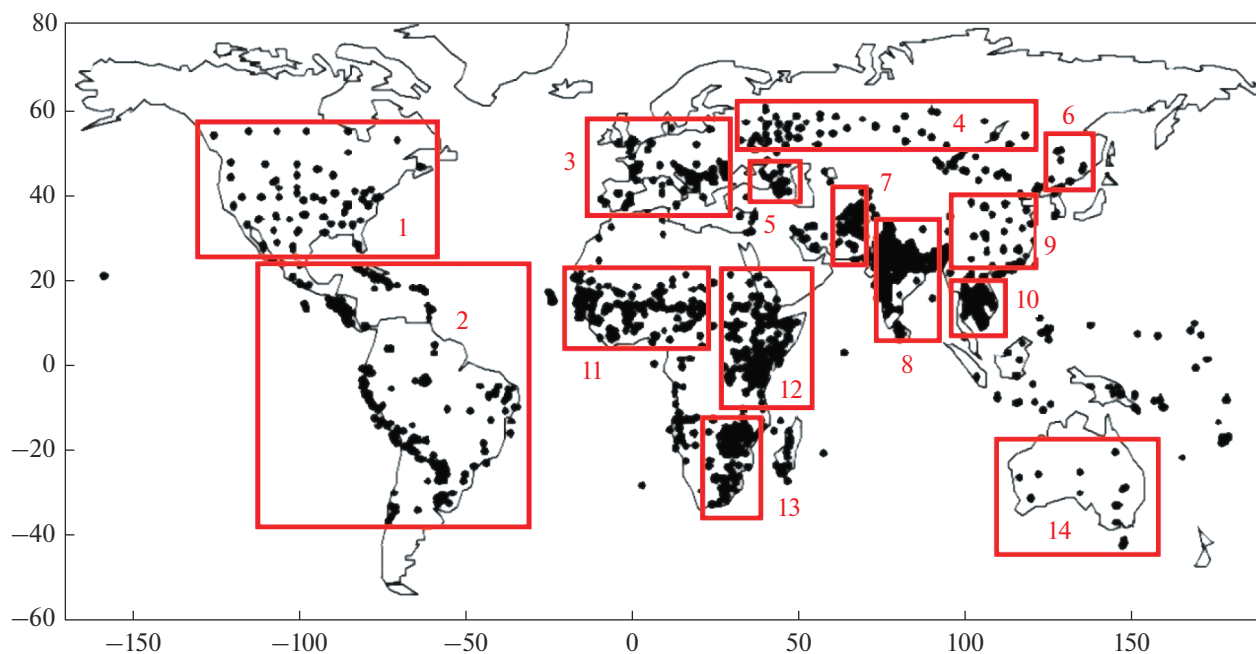


Рис. 1. Центры районов сельскохозяйственных засух, 1976–2016 гг. (обозначены точками). Прямоугольники – основные зоны засух. 1 – североамериканская, 2 – латиноамериканская, 3 – зарубежная европейская, 4 – зональная российская, 5 – кавказская, 6 – дальневосточная российская, 7 – средне-восточная, 8 – индийская, 9 – восточно-азиатская, 10 – юго-восточная азиатская, 11 – расширенная зона Сахели, 12 – восточно-африканская, 13 – юго-восточная африканская, 14 – австралийская.

в различных странах может быть различно, поэтому к информации в глобальных архивах такого плана невозможно предъявлять абсолютно строгие терминологические требования, использовать четкие критерии и устанавливать пороговые значения параметров. В данном случае необходимо остановиться на близком к интуитивному пониманию термина “сельскохозяйственная засуха”, приведенном выше.

По сравнению с ранними вариантами архива, послужившими основой для публикаций [2, 4], сделаны следующие изменения. Добавлены новые данные; информация из предыдущих вариантов архива по возможности проверялась путем сравнения данных из разных источников – при этом часть недостоверных сведений отбрасывалась, часть корректировалась. Для более адекватной оценки части параметров засух информация по отдельным районам засух объединялась по “укрупненным” регионам засух. В свою очередь, укрупненные регионы засух для оценки обобщенных параметров объединялись в “зоны засух”. Наконец, последние входили в “макрорегионы засух”, соответствующие группам стран с различным уровнем социально-экономического развития.

Перечисленные выше усовершенствования в архиве засух заставили практически заново проделать расчеты, использованные в предыдущих

публикациях авторов по теме. При этом была подтверждена часть результатов, опубликованных в предыдущих работах, откорректирована часть других выводов и получены принципиально новые результаты. Настоящая статья посвящена новым, зачастую неожиданным выводам относительно закономерностей, связанных с характеристиками засух мира – прежде всего с особенностями динамики параметров засух.

В целом, в архиве авторов статьи в настоящее время содержится информация по более чем 2950 районам засух за период с 1900 по 2016 г. В связи с тем, что примерно до середины 1970-х гг. данные неоднородны, для анализа был выбран период с 1976 по 2016 г. с информацией по 2552 районам засух (рис. 1).

Как отмечено выше, с целью повышения достоверности оценок части параметров отдельные районы засух, наблюдавшихся примерно в одни и те же сроки в одних и тех же регионах, объединены в “укрупненные регионы засух”, таковых насчитывалось 479. Укрупненные регионы засух объединены в “основные зоны засух” (рис. 1). Основные зоны засух разделены на три группы: группа развитых стран (зоны 1, 3, 14), группа развивающихся стран (зоны 2, 7–13), отдельная группа отведена России – зоны 4, 6, часть зоны 5.

В использованном архиве, кроме буквенных переменных, фиксировались следующие 8 число-

вых параметров: географическая широта центров районов (локаций) засух в десятичных долях градусов; долгота центров районов (локаций) засух; время начала засухи (месяц и год); время окончания засухи; продолжительность засухи в целых месяцах; материальный/финансовый ущерб от засухи в сопоставимых денежных единицах с учетом инфляции (приведено к ценам 2014 г.); общее число пострадавших от засухи людей; число погибших.

В качестве буквенных параметров в архиве содержится информация о названиях географических пунктов (населенных пунктов или местностей), в которых наблюдалось явление, названия соответствующих стран. Также фиксировались данные об общей географической и экономико-демографической ситуации в соответствующей стране: площадь страны, численность населения, ВВП и др.

Технически архив данных по сельскохозяйственным засухам структурирован авторами в виде иерархического набора вложенных электронных таблиц в формате фирмы StatSoft, позволявших использовать при работе с ними специализированный алгоритмический язык этой фирмы.

Как показывает картосхема на рис. 1, явления засух фиксировались за рассматриваемый период в поясе от 40° ю.ш. до ~60° с.ш.

МЕТОДИЧЕСКАЯ ОСНОВА ИССЛЕДОВАНИЯ

Для анализа динамики характеристик засух использовались две группы методических подходов. Первый подход, использованный в тех случаях, когда значения параметров засух были обеспечены большим объемом информации и результаты были очевидны, заключался в построении поля зависимостей этих параметров от времени. В дальнейшем это поле аппроксимировалось при помощи аналитических зависимостей методом пространственно взвешенных наименьших средних квадратов. Если аналитическое представление допускало построение доверительных интервалов, многолетние изменения интересующих характеристик сравнивались с шириной доверительных интервалов (в простейшем случае – для линии регрессии), и если многолетние изменения превышали ширину доверительных интервалов определенного уровня значимости, то считались статистически значимыми на этом уровне.

В более сложных случаях для анализа закономерностей многолетних изменений характеристик засух, обеспеченных меньшим объемом информации, использована новая, более точная система статистических и стохастических оценок. Она предложена одним из авторов [2, 3] и основа-

на на новых алгоритмах генерирования псевдослучайных гауссовских величин и пересчета исходных рядов в выборочные оценки нормально распределенных величин.

Так, важная составная часть новой системы оценок – предложенный в [1] новый алгоритм пересчета значений исходных рядов в выборочные значения гауссовских случайных величин. Такой пересчет желателен в связи с тем, что фундаментальная теория случайных функций непосредственно и в полной мере применима к рядам нормально распределенных величин. Новый алгоритм авторов обладает следующими преимуществами по сравнению с традиционными методами, например с алгоритмом из библиотеки стандартных программ Вычислительного центра РАН: смещенность пересчитанных величин – по модулю на порядок меньше, ошибка стандарта – на 4.5 порядка меньше, асимметрия – по модулю в 5 раз меньше.

Другая важная составляющая новых методов и инструмент для получения более адекватных оценок статистических и стохастических параметров – новый алгоритм генерирования гауссовских псевдослучайных величин, основанный на методе зеркального удвоения генерируемых значений. Отличие предлагаемого авторами статьи алгоритма от алгоритма ВЦ РАН – смещенность среднего – устранено практически полностью: в эксперименте по генерированию 1 млн величин ее значение < 0.000001, отличие стандарта от единицы в эксперименте также < 0.000001, коэффициент асимметрии уменьшается по модулю в 390 раз по сравнению с алгоритмом ВЦ РАН и составляет в рассматриваемом случае –0.000391, эксцесс относительно нормального уменьшается более чем в 2 раза по сравнению с алгоритмом ВЦ РАН и составляет по модулю < 1/30 от эксцесса гауссовского распределения (–0.098242).

Указанные методы, а также другие подходы (основанные на построении трехмерных поверхностей зависимости ошибок оценок от ключевых параметров) привели, в частности, к новой формуле для оценки коррелированности смежных членов рядов r_1 . При этом к обычной формуле для “несмещенной” выборочной оценки $r_{1\text{ВЫБ}}$ вводилась поправка:

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

N – длина ряда в безразмерных интервалах дискретности (в рассматриваемом случае – в “безразмерных” годах).

Сравнение оценок (1) с результатами расчетов по традиционно применяемой в гидрологии фор-

муле Резниковского–Костиной приводит к следующим выводам. Первые обладают существенно меньшей смещенностью: для 20-летних рядов средняя смещенность оценок авторами статьи по всем коэффициентам меньше в 27 раз, а для 40-летних рядов – в 55 раз. Для более значительных длин рядов оценки (1) также предпочтительнее оценок Резниковского–Костиной, хотя смещенность и тех и других, естественно, уменьшается при увеличении N .

Для оценки порядков стохастических (авторегрессионных) моделей M предложена новая модификация метода Акаике. Эта модификация устраняет недостаток существующих методов оценки M – того же критерия Акаике, информационного критерия Акаике, критериев Шварца–Риссанена, Парзена, Хеннана–Куинна и других [12] – сильную зависимость оценок от длины рядов наблюдений. В предлагаемом подходе все длины рядов условно приравниваются к единой (стандартной) длине. Технически такое “уравнивание” достигается умножением критерия Акаике при нулевом порядке на специально подобранный корректирующий множитель (r_1 – аналог $r_{1\text{ВЫБ}}$):

$$K_{AC} = a_1 + \frac{a_2 + a_3 r_1}{N} + \frac{a_4}{N^2} + r_1(a_5 + a_6 r_1). \quad (2)$$

Пример значений коэффициентов a для подбора значений N и r_1 приведен в монографии ([2], с. 25).

Оценка нестационарности многолетних рядов стока по математическому ожиданию проводилась в настоящей работе для рядов длиной ≥ 40 лет и заключалась в следующем. Ряд, преобразованный в последовательность выборочных значений гауссовской случайной величины, делился на два сегмента равной длины (если число членов ряда было нечетным, средний член не учитывался в расчетах). Далее рассчитывалась разность между средними значениями каждой половины ряда ($M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1$), затем эта разность сравнивалась с соответствующими величинами, полученными для искусственно генерированных последовательностей стационарного гауссовского марковского процесса первого порядка с коэффициентом, оцененным определенным образом по имеющемуся ряду.

Очевидно, что величина ($M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1$) для всех значений коэффициента автокорреляции от -0.9 до $+0.9$ и для всех длин рядов от 20 до 200 распределена нормально, с нулевым математическим ожиданием.

Таким образом, для проверки нулевой гипотезы (отсутствия статистически значимой разности между средними значениями первой и второй половин ряда) применим простой двусторонний

(например, 5%-й) критерий, привязанный к величине $\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1)$. Чтобы ускорить оценку значимости тренда и не осуществлять для анализа каждого изучаемого ряда эксперимент методом Монте-Карло, получена аналитическая зависимость величины $\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1)$ от коэффициента автокорреляции r_1 и длины ряда N . С этой целью строилась трехмерная поверхность зависимости $\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1)$ от специально подобранных функционалов r и N , затем поверхность аппроксимировалась многочленом второй степени. В данном случае оптимальными аргументами для построения поверхности оказались $1/N$ и $\lg(1 - r_1)$; аналитическое выражение выглядит следующим образом:

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

аналогичным образом получены формулы для оценки среднеквадратичных ошибок разностей между значениями стандартов и автокоррелированностей половин ряда соответственно:

$$\begin{aligned} \sigma(\sigma_{\text{ВЫБ}}^2 - \sigma_{\text{ВЫБ}}^1) &= \\ &= 0.0461 + \frac{11.1692 + 11.1103 r_1^2}{N} - \\ &- \frac{163.9971}{N^2} - r_1^2(0.0009 - 0.2442 r_1^2), \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \sigma(r_{1\text{ВЫБ}}^2 - r_{1\text{ВЫБ}}^1) &= \\ &= 0.0925 + \frac{12.8657 + 2.6441 r_1}{N} - \\ &- \frac{78.6142}{N^2} - r_1(0.0113 + 0.1013 r_1). \end{aligned} \quad (5)$$

Окончательно последовательность оценки значимости “тренда” – разности между средними значениями половин ряда – выглядела таким образом (для наглядности – на примере оценки значимости “тренда” в математических ожиданиях).

Ряд делился на две равные части, в случае нечетности числа членов средний член отбрасывался (в случае его включения в обе половины ряда он создавал бы искусственную коррелированность результатов).

Рассчитывалась разность выборочных средних значений половин ряда ($M_{\text{ВЫБ}}^2 - M_{\text{ВЫБ}}^1$).

С применением формулы (1) рассчитывалась несмещенная выборочная оценка коэффициента автокорреляции с единичным сдвигом для каждой половины ряда отдельно.

Определялось среднее по двум половинам значение $r_{1\text{ВЫБ}}$ (значение этого коэффициента рассчитывалось не по всему ряду, так как в этом случае величина $r_{1\text{ВЫБ}}$ была бы более чувствительна к параметрам монотонного тренда, если бы таковой присутствовал в исходном ряду).

По этому значению коэффициента и по длине ряда при помощи формулы (3) рассчитывалась величина $\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}})$.

Нулевая гипотеза (отсутствие статистической значимости изменений среднего значения от первой ко второй половине ряда) отвергалась с вероятностью $>95\%$ при условии: модуль выражения $(M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}}) > 1.96\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}})$.

Для большей наглядности введем индекс стационарности по среднему значению I_{SM} :

$$I_{SM} = \frac{M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}}}{\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}})}, \quad (6)$$

$M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}}$ — разность между выборочными средними значениями второй и первой половин ряда стока, вычисляемыми по обычным формулам; $\sigma(M_{\text{ВЫБ}}^{2\text{МК}} - M_{\text{ВЫБ}}^{1\text{МК}})$ — стандарт аналогичной разности, оцененный методом Монте-Карло для стационарной последовательности соответствующей длины и временной коррелированности и аппроксимированный аналитическим выражением (3).

Введем также аналогичным путем рассчитываемые индексы стационарности по стандартам и по автокоррелированности — соответственно I_{SS} , I_{sr} . Можно показать, что для стационарных процессов критерии распределены нормально, с единичным стандартом. Таким образом, если расчеты критериев по реальным рядам дают их значения, существенно превышающие по модулю единичные, это может служить основанием для суждения о нестационарности процессов соответственно по среднему, стандарту или автокоррелированности (более подробные пояснения в [2, 3]). Напомним, что для расчетов по формулам (3)–(5) сегменты исходных рядов пересчитывались в выборочные значения гауссовских случайных величин.

ИЗМЕНЕНИЯ “ПРИРОДНЫХ” ПАРАМЕТРОВ ЗАСУХ МИРА

Под “природными” параметрами засух целесообразно понимать характеристики засух, которые в меньшей степени зависят от социально-экономических процессов в соответствующих странах и регионах и в большей степени отражают природные процессы. К такого рода параметрам в настоящей работе отнесены частоты засух,

географические координаты районов засух, даты начала и окончания засух, их продолжительность.

Частота засух

На рис. 2 показаны изменения количества укрупненных регионов засух по годам — за период с 1976 по 2016 г. Зрительно создается впечатление общего увеличения частот засух за рассматриваемый период. Напомним, что это был период наиболее значительного за последние 50 лет роста глобальной температуры и интенсивных выбросов в атмосферу парниковых газов. Необходим, однако, точный количественный анализ степени значимости роста частот засух. Он проведен описанными выше методами, предложенными одним из соавторов настоящей статьи; результаты заключаются в следующем.

Применение в первом приближении авторегрессионной модели (к которой приводит известный “Метод наибольшей энтропии”) давало значение порядка процесса авторегрессии, равное 1 как для исходного ряда, так и для ряда, пересчитанного в выборочные значения гауссовских случайных величин. Первый коэффициент авторегрессии при этом равен 0.48 в первом случае и 0.46 во втором. Существенно то, что анализ стационарности ряда по математическому ожиданию показал значительный рост среднего: индекс стационарности I_{SM} составил +2.90 (при единичном среднеквадратичном значении индекса для стационарных процессов, т. е. вероятность наличия тренда $>99\%$). Таким образом, не только визуальное впечатление (рис. 2), но и количественный анализ с использованием прикладных методов теории случайных функций указывают на общий существенный рост числа укрупненных регионов засух в мире — следовательно, и на существенный рост числа крупнейших засух.

Представляет интерес анализ отдельных сегментов ряда на рис. 2. Если рассмотрение второй половины ряда (с 1997 по 2016 г.) формально дает ту же модель простой Марковской цепи со значительным первым коэффициентом, то анализ первой половины (с 1976 по 1995 г.) приводит к стационарной модели белого шума — как для исходной реализации, так и для ряда, пересчитанного в выборочные значения гауссовских величин. При этом выборочные значения коррелированности между смежными членами ряда невелики — соответственно 0.12 и 0.11, что статистически незначимо с учетом длины ряда.

Таким образом, результаты анализа ряда, содержащего данные по укрупненным регионам засух, могут говорить о применимости в данном случае гипотезы “перемежающейся нестационарности” — чередования стационарных изменений числа крупных засух с середины 1970-х гг. и по-

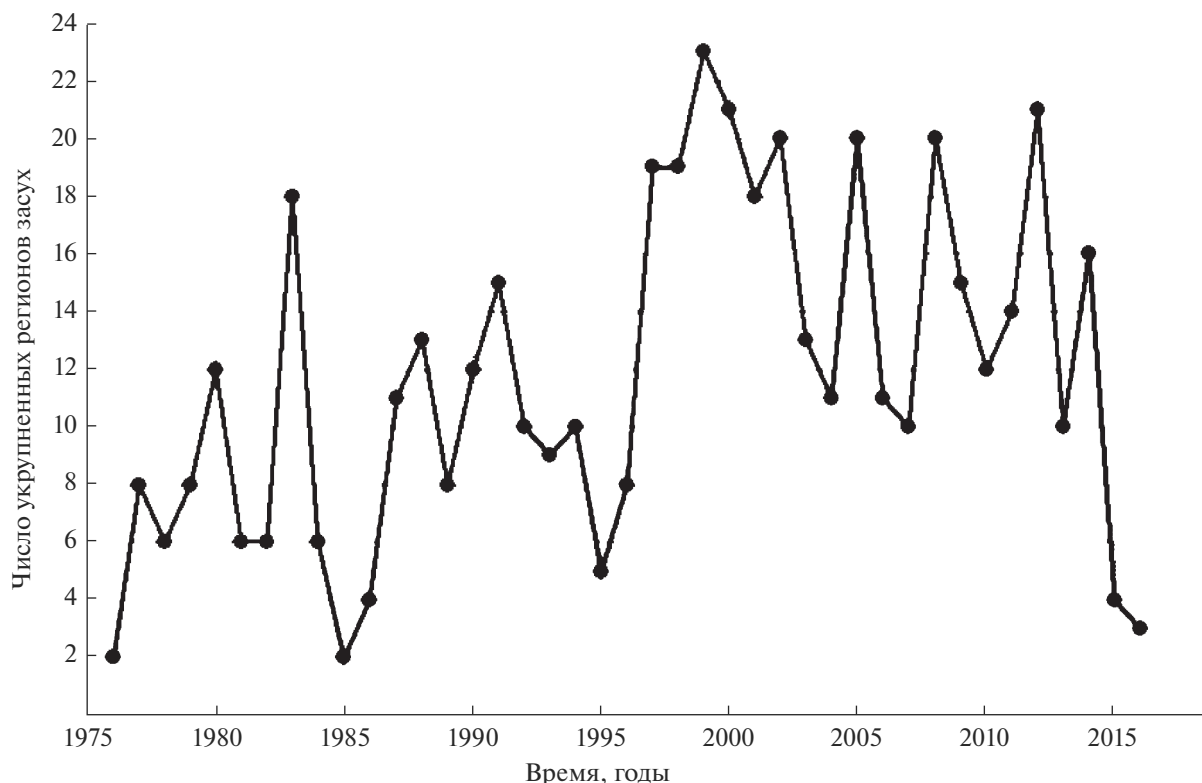


Рис. 2. Изменение числа укрупненных регионов засух по годам, 1976–2016 гг.

следующего нестационарного роста. Справедливость этой гипотезы рассмотрена ниже на примере динамики других параметров засух.

Сказанное выше необходимо дополнить следующим замечанием: к изменениям представленных параметров следует относиться с осторожностью, так как в принципе они могут отражать влияние неоднородности данных с 1975 г., когда учет мог проводиться более фрагментарно, чем в XXI в. Степень такого рода неоднородности, впрочем, вряд ли поддается сколько-нибудь точной оценке.

Даты начала засух

Даты начала засух, хотя и фиксируются в соответствующих источниках информации, использованных авторами, очевидно, оцениваются с большими ошибками, так как сами понятия “начала” и “конца” засух неопределенны. Тем не менее из анализа этих данных можно сделать определенные выводы.

Так, на рис. 3 показаны средние годовые даты начала засух в календарных месяцах, осредненные по северному полушарию (в котором наблюдается большинство засух).

Исходя из данных о глобальном потеплении можно было бы ожидать смещение дат начала засух в северном полушарии на более ранние сроки.

Действительно, анализ ряда на рис. 3 описанными выше методами показывает отрицательное значение I_{SM} (-0.680), однако его абсолютное значение меньше стандартной (единичной) ошибки оценки этого параметра; поэтому нельзя с уверенностью говорить об очень существенном, статистически значимом сдвиге начала засух на более ранние сроки. В абсолютных величинах уменьшение сроков начала засух выглядит как смещение среднего значения этого параметра с середины мая в начале рассматриваемого периода до начала мая в конце. Примерно та же ситуация наблюдается в южном полушарии — с учетом соответствующего сдвига сезонов года южнее экватора.

Изменения средней продолжительности засух

На рис. 4 показаны глобально осредненные по календарным годам длительности засух. Анализ этого ряда примененными методами дает следующие результаты. При среднем значении первой половины ряда (с середины 1970-х по середину 1990-х гг.), равном 205 сут, среднее значение второй половины ряда на 1.5 с небольшим месяца больше и составляет 254 дня. Если же сравнивать первые и последние годы изучаемого периода, то увеличение продолжительности засух составит

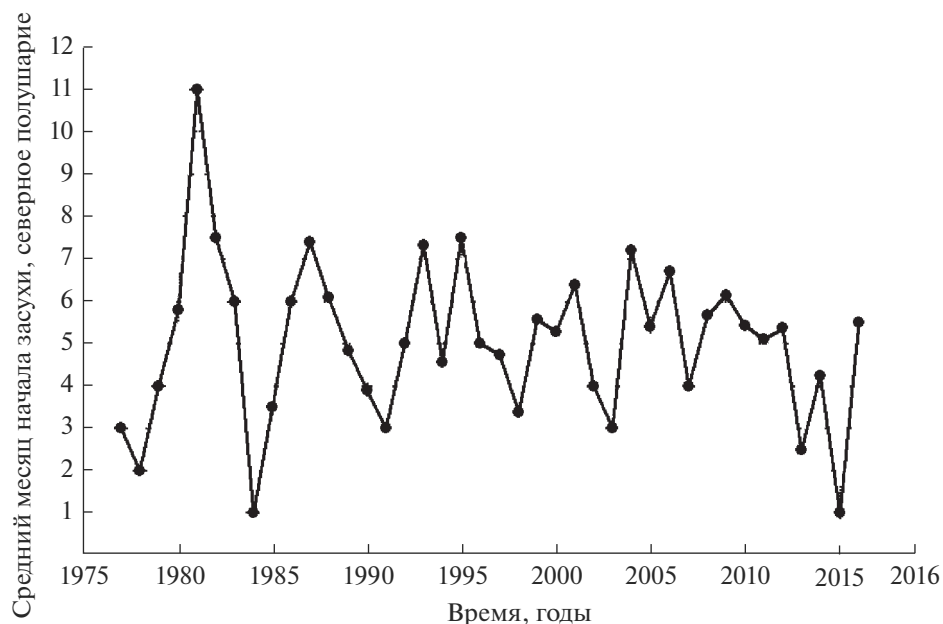


Рис. 3. Изменения средних дат начала засух для северного полушария.

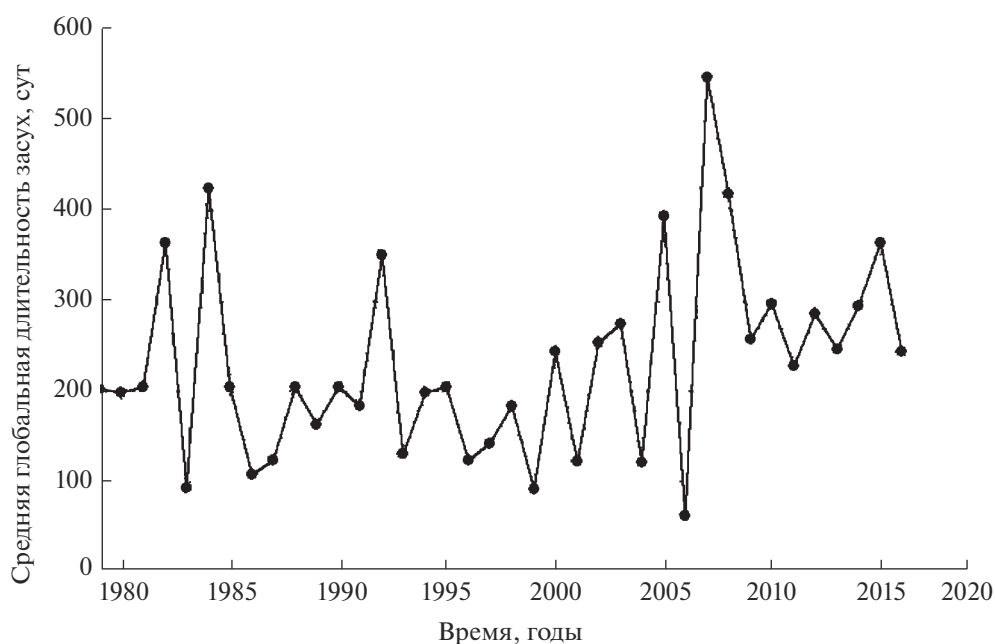


Рис. 4. Изменения глобально, по календарным годам осредненных длительностей засух.

~100 дней, т.е. в среднем – 25 дней на каждое десятилетие.

Индекс стационарности I_{SM} составил для ряда на рис. 4 величину +1.365, что соответствует вероятности наличия в ряде детерминированного положительного тренда по математическому ожиданию ~88%. Интересно то, что индекс стационарности по автокоррелированности очень невелик

и составляет <0.05; оцененное в среднем по ряду значение близко к нулю и составляет для исходного ряда –0.103, а для пересчитанного в выборочные значения гауссовских величин ряда –0.154. Небольшая отрицательная коррелированность в данном случае может объясняться тем, что часть засух “переходит” на следующий календарный год. Для изменений продолжительности засух характерны значительные величины коэффициен-

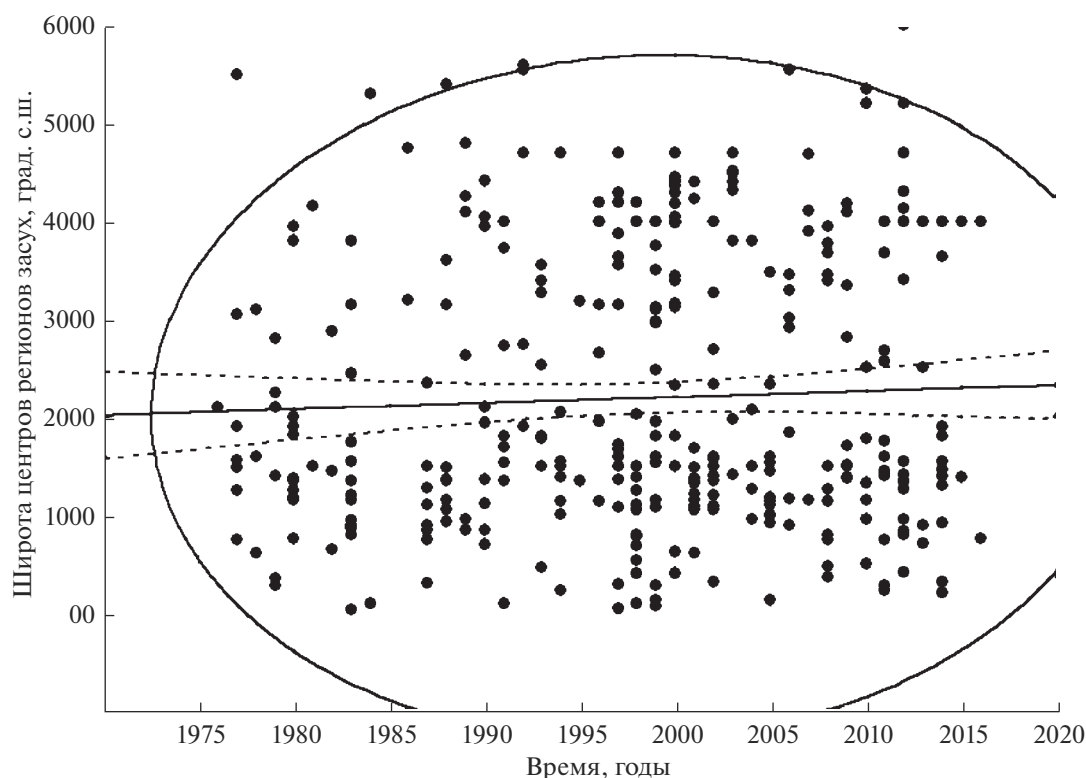


Рис. 5. Изменения средних широт укрупненных регионов засух за период 1976–2016 гг. Северное полушарие. На графике сплошной линией показана линейная аппроксимация, построенная методом пространственно-взвешенных наименьших квадратов, пунктирной линией — 95%-ные доверительные интервалы для линии регрессии. Овалами обозначены 95%-ные эллипсы рассеяния.

тов вариации и асимметрии — соответственно 0.462 и 0.892.

Координаты центров регионов засух и их динамика

В связи с широко обсуждаемым явлением глобального потепления, наблюдаемого в последние десятилетия, принципиальную важность приобретает изучение динамики параметров засух, в данном случае — динамики среднего расположения регионов засух. Действительно, в результате глобального потепления теоретически можно было бы ожидать расширения основных поясов засух в северном полушарии на север, в южном полушарии — на юг.

В связи с тем, что данные о координатах центров укрупненных регионов засух в наибольшей степени обеспечены исходной информацией, в данном случае достаточно стандартных методов анализа динамики. Так, на рис. 5 приведен график изменений широт центров укрупненных регионов засух северного полушария за период 1976–2016 гг.

Из графика на рис. 5 следует, что за период с середины 1970-х гг. до 2016 г. аппроксимирующая прямая поднялась почти в точности на ширину

95%-го доверительного интервала, т.е. в среднем продвижение полосы засух на север было статистически значимым. Менее значимым, хотя и заметным, было продвижение на юг полосы засух в южном полушарии. Если же суммировать изменения средних широт центров районов засух в северном и южном полушарии, то окажется, что полоса засух за рассматриваемый период расширилась на 3.6° широты, т.е. на 400 км — в среднем немного меньше, чем на 100 км за каждые 10 лет.

МНОГОЛЕТНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ УЩЕРБОВ ОТ ЗАСУХ

Материальные/финансовые ущербы

По оценкам авторов статьи, в среднем для одного укрупненного региона засух за период 1976–2016 гг. материальные/финансовые ущербы составили 1879 млн долл. с учетом инфляции (приведенные к ценам 2014 г.). Суммарный ущерб составил 321 млрд долл. США. Максимальные потери вызваны засухой в 2012 г. в США — 31 млрд долл.

Рис. 6 иллюстрирует многолетнюю динамику глобальных ущербов от засух. Рост ущербов на

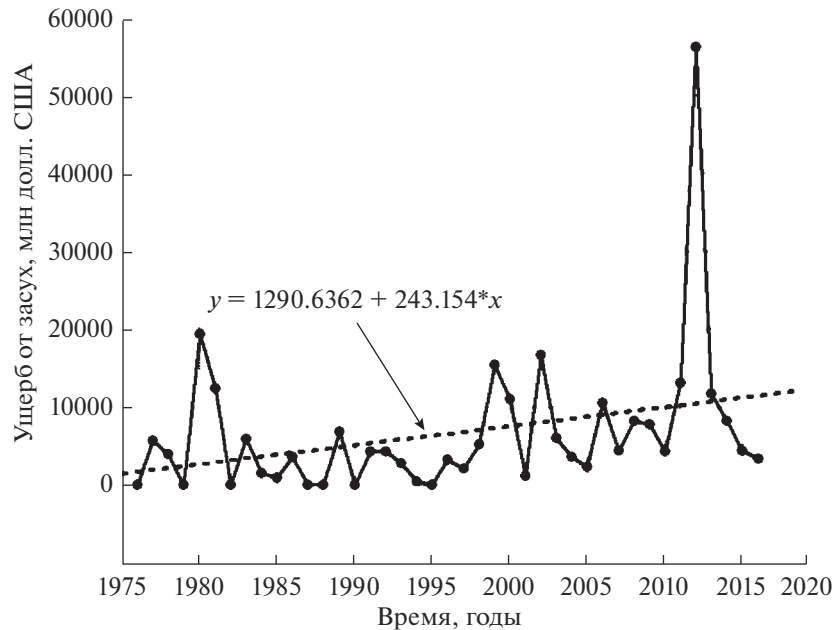


Рис. 6. Изменения суммарных ущербов от засух за период 1976–2016 гг. в ценах 2014 г. Пунктирная линия на графике обозначает линейную аппроксимацию, осуществленную методом пространственно взвешенных наименьших средних квадратов. Уравнение в верхней части графика описывает указанную линию регрессии; угол наклона линии соответствует увеличению ущербов в год.

243 млн долл. в год дает общее увеличение материальных потерь в 9.726 млрд долл. за 41 год.

Можно заметить, что очень значительный вклад в величину наклона линии регрессии на рис. 6 вносит засуха 2012 г. в США. Однако более обобщенный подход к изучению динамики ущербов от засух может дать применяемая авторами методика, описанная в разделе “Методическая основа исследования”: так как значения ряда предварительно пересчитываются в выборочные значения гауссовских случайных величин, пик ущербов в 2012 г. для дальнейших расчетов не выглядит кардинально отличающимся от других пиков на графике (рис. 6).

Результаты расчетов с применением этой методики также говорят о сильной нестационарности процесса по средним значениям: индекс I_{SM} составляет величину +2.79. В то же время индекс I_{SS} не обнаруживает статистически значимых нестационарных изменений (по модулю меньше единичного значения, характерного для стандарта ошибки в оценке этой величины).

Общее число пострадавших от засух

Под понятием общего числа пострадавших от засух в настоящем исследовании, как и в статистиках многих стран, подразумевается общее число людей, потерявших личное имущество, подвергшихся вынужденным переселениям, заболеваниям, или погибших в результате засухи. Оно

составило за рассматриваемый период (1946–2016 гг.) 1.89 млрд чел. В среднем на одну засуху, которая сопровождалась пострадавшими, приходилось более 5 млн чел. Плотность вероятности чисел пострадавших хорошо описывается логнормальным распределением. Сами числа пострадавших распределены с очень большим коэффициентом вариации (4.71) и, почти в соответствии с классическим коэффициентом “2”, с гигантским коэффициентом асимметрии (10.5).

Из-за такой величины асимметрии не только анализ, но и график динамики числа пострадавших целесообразно изображать в нормализованном виде (рис. 7). График такого рода показывает, что линия регрессии к концу исследуемого периода повышается на величину, примерно равную двойному стандарту оценки ошибки линии регрессии, что соответствует 95%-й значимости монотонного тренда в изменениях числа пострадавших.

Применение точных методов, предложенных авторами, приводит к следующему результату: индекс I_{SM} чрезвычайно велик и составляет 2.0, что указывает на более чем 95%-ную вероятность неслучайного превышения среднего значения второй половины ряда над средним первой половины.

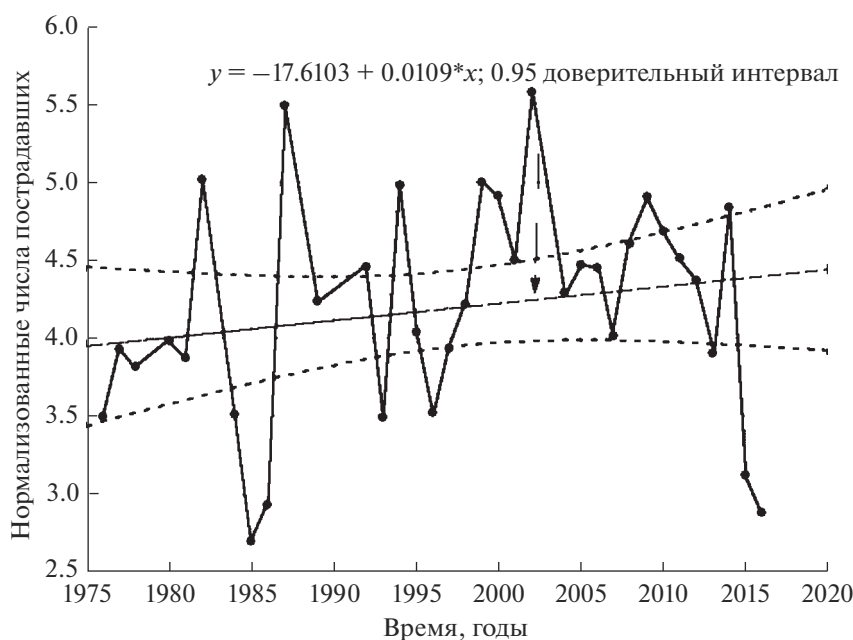


Рис. 7. Изменения среднего годового общего числа пострадавших от засух, пересчитанных в выборочные значения гауссовских случайных величин. Формула в верхней части рисунка соответствует линейной аппроксимации. Штриховые линии обозначают — 95%-й доверительный интервал для линии регрессии.

Число погибших от засух

Остановимся на наиболее драматичных последствиях — смертельных случаях. Они наблюдались в результате 61 засухи за период с 1976 по 2016 г. Суммарное число погибших составило 584.875 тыс. чел., в среднем за каждую из 61 засухи погибали более 9 тыс. чел. Максимальное число погибших отмечено для засухи 1983—1984 гг. в Эфиопии: несколько сот тысяч человек.

На рис. 8 показаны изменения глобально осредненных чисел погибших. В связи с тем, что этот параметр отличается громадной асимметрией (5.7), проделанная в предыдущем случае нормализация ряда недостаточна для того, чтобы сгладить экстраординарные выбросы, исключающие любые возможности анализа ряда; поэтому ряд на рис. 8 представлен в логарифмическом виде. Очевидно, что число погибших в мире от засух статистически значимо уменьшается: понижение линии регрессии за анализируемый период времени существенно превышает величины доверительных интервалов для линии регрессии. Представляется, что сформулированный вывод чрезвычайно важен при анализе последствий засух в глобальном масштабе, так как связан с наиболее нетерпимым видом социальных ущербов.

Особенности динамики материальных/финансовых ущербов от засух в регионах с различным уровнем социально-экономического развития

Из суммарного ущерба — 321288 млн долл. — от засух за 1976—2016 гг. 267088 млн приходилось на “развитые страны” (США, Канада, Австралия, Новая Зеландия, Япония, страны Западной Европы), 44609 млн долл. приходилось на остальные страны, условно обозначаемые в настоящем отчете как “развивающиеся”. Суммарные ущербы от засух, по имеющейся у авторов информации, в РФ составили 2698 млн долл.

Изменения ущербов от засух во времени показаны на рис. 9 отдельно для развитых и развивающихся стран. В связи с недостаточным количеством данных для развивающихся стран анализ, как и в предыдущем случае, ограничен построением линий регрессии и их доверительных интервалов.

Для лучшей сопоставимости данных для развитых и развивающихся стран они рассмотрены в данном случае в модульных коэффициентах. График на рис. 9 показывает, что имеет место увеличение со временем средних ущербов в обоих случаях, хотя для развитых стран рост сравнительно невелик — имеет порядок среднеквадратичной ошибки при построении линии регрессии ($\sim 1/2$ указанного на графике доверительного интервала). В то же время относительный рост ущербов в развивающихся странах

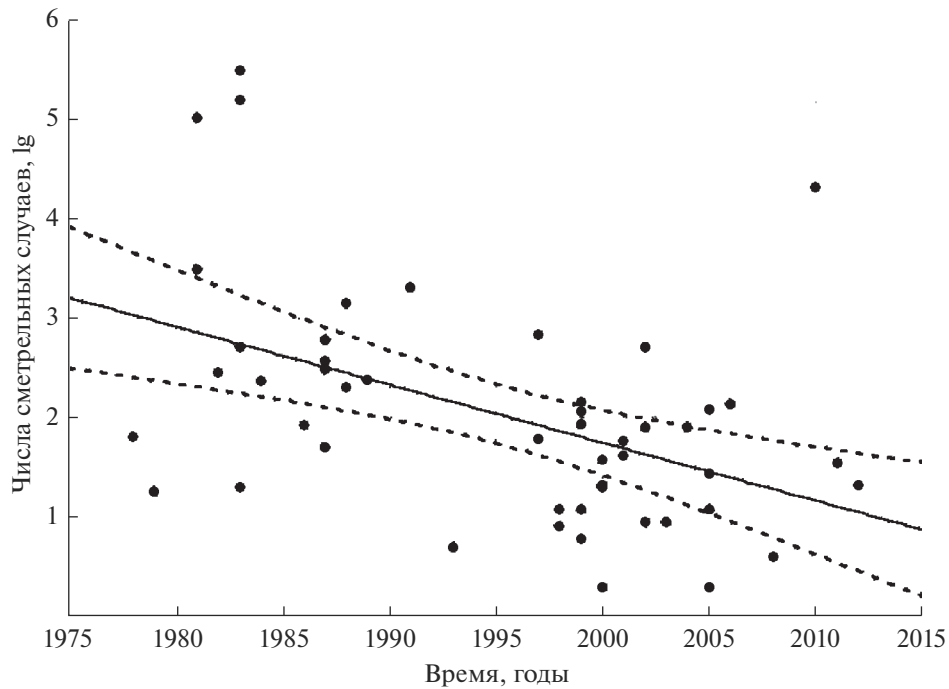


Рис. 8. Изменения числа погибших от засух (lg) во времени. Линейная аппроксимация методом наименьших средних квадратов. Штриховые линии обозначают 95%-ные доверительные интервалы для линии регрессии.

происходит со значительно большей скоростью
– в ~3 раза превышающей скорость роста ущербов в развитых странах.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представленная работа позволяет сформулировать следующие основные выводы.

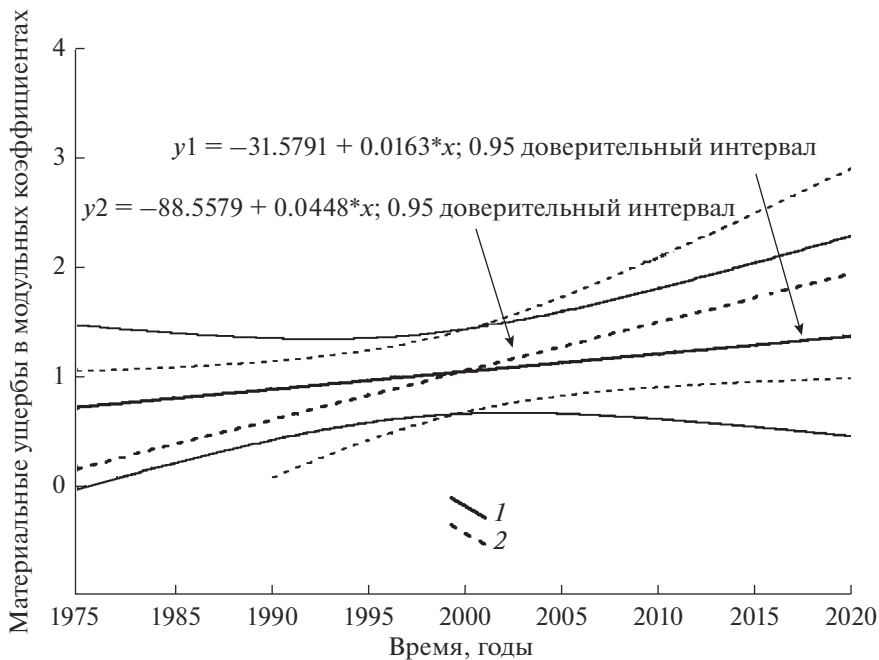


Рис. 9. Изменения во времени материальных/финансовых ущербов от засух для развитых (1) и развивающихся (2) стран. Прямые линии – линейная экстраполяция методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов. Штриховые линии – 95%-ные доверительные интервалы для линий регрессии. Данные об ущербах рассматриваются в модульных коэффициентах.

Произведенные улучшения и дополнения в архиве данных по засухам и агрегирование информации по “укрупненным регионам засух” позволяют получать более достоверные данные по естественным параметрам засух и характеристикам ущерба от них. Соответствующий пересчет результатов привел к ряду новых выводов по сравнению с ранними работами авторов по этой теме.

Показано, что “природные” параметры засух — не только частота, но и длительность и ширина глобального пояса засух — статистически значимо росли на протяжении последних десятилетий. Не исключено, что эти изменения в значительной степени происходили под влиянием глобального потепления.

В результате исследования фиксируется также статистически значимый рост в мире числа пострадавших от засух и материальных/финансовых ущербов. Теоретически увеличение материальных ущербов и рост числа людей, потерявших в результате засух личное имущество, может объясняться вовлечением в сельскохозяйственный оборот новых территорий, увеличением численности населения в развивающихся странах, удорожанием сельскохозяйственных технологий, ростом премий при страховании урожая и другими причинами социально-экономического свойства. Вместе с тем рост количества засух и их продолжительности может свидетельствовать о влиянии фактора потепления на ход и этих процессов.

Расчеты показывают, что материальные/финансовые ущербы от засух в группе развивающихся стран растут намного быстрее (в ~3 раза), чем ущербы в развитых странах. Очевидно, этот эффект объясняется в основном социально-экономическими факторами. В случае значительного экономического подъема как в развивающихся странах, так и в России нельзя исключить дальнейшего роста ущербов от засух.

Число смертельных случаев — наиболее драматичных последствий сельскохозяйственных засух — за последние десятилетия имеют тенденцию к общему снижению.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Добровольский С.Г. Глобальная гидрология. Процессы и прогнозы. М.: Геос, 2017. 526 с.
2. Добровольский С.Г. Глобальные изменения речного стока. М.: Геос, 2011. 660 с.
3. Добровольский С.Г. Засухи мира и их эволюция во времени: сельскохозяйственный, метеорологический и гидрологический аспекты // Вод. ресурсы. 2015. Т. 42. № 2. С. 119–132.
4. Пасечкина В.Ю., Истомина М.Н., Добровольский С.Г. Оценка масштабов и рисков чрезвычайных социально-экономических и экологических ситуаций в мире в результате экстремальных гидрологических явлений (наводнений и засух) // Сб. науч. тр. Всерос. науч. конф. с международ. участием “Водные ресурсы: новые вызовы и пути решения”. М.: ИВП РАН, 2017. С. 525–531.
5. Чугунова А.В., Пыжжев А.И., Пыжева Ю.И. Влияние глобальных изменений климата на экономику лесного и сельского хозяйства: риски и возможности // Актуальные проблемы экономики и права. 2018. Т. 12. № 3. 525–535.
6. Beck H.E., van Dijk A.I.J.M., Levizzani V., Schellekens J., Miralles D., Martens B., de Roo A. MSWEP: 3-hourly 0.25 global gridded precipitation (1979–2015) by merging gauge, satellite, and reanalysis data // Hydrol. Earth Syst. Sci. 2017. V. 21. P. 589–615.
7. Global Drought Observatory. <https://edo.jrc.ec.europa.eu/gdo/php/index.php?id=2050>. (Дата обращения 2020 г.).
8. International Disaster Database. <http://www.emdat.be/>. (Дата обращения 2020 г.).
9. Mc Cabe G.J., Wolock D.M. Variability and trends in global drought // Earth and Space Sci. 2015. V. 2. P. 223–228.
10. Monjo R., Royé D., Martin-Vide J. Drought lacunarity around the world and its classification (Version 0.1). Zenodo, 2019. (Дата обращения 2020 г.). <https://doi.org/10.5281/zenodo.3247041>
11. Monjo R., Martin-Vide J. Daily precipitation concentration around the world according to several indices // Int. J. Climatol. 2016. V. 36. P. 3828–3838.
12. Privalsky V.E., Jensen D.T. Time Series Analysis Package. Logan, UT: Utah Climate Center, 1993. 61 p.
13. Rojas O. Agricultural extreme drought assessment at global level using the FAO-Agricultural Stress Index System (ASIS). <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2212094718300999#bib6>. (Дата обращения 2020 г.).
14. Sheffield J., Wood E.F., Roderick M.L. Little change in global drought over the past 60 years // Nature. 2012. V. 491. P. 435–440.
15. Spinoni J., Naumann G., Carrao H., Barbosa P., Vogt J. World drought frequency, duration and severity for 1951–2010 // Int. J. Climatol. 2014. V. 34. P. 2792–2804.
16. Van Hoolst R., Eerens H., Haensen A. et al. FAO’s AVHRR-based Agricultural Stress Index System (ASIS) for global drought monitoring // Int. J. Rem. Sens. 2016. V. 37 (2). P. 418–439.
17. Vicente-Serrano S., Beguería S., López-Moreno J. A Multi-scalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index – SPEI // J. Clim. 2010. V. 23. P. 1696–1718.
18. Vicente-Serrano S., Van der Schrier G., Beguería S., Azorin-Molina C., Lopez-Moreno J. Contribution of precipitation and reference evapotranspiration to drought indices under different climates // J. Hydrol. 2015. V. 526. P. 42–54.
19. Water Data Portal. http://waterdata.iwmi.org/Applications/Drought_Patterns_Map/. (Дата обращения 2020 г.).