

УДК 911.9

Н.В. Шартова¹, Д.А. Шапошников², П.И. Константинов³, Б.А. Ревич⁴**БИОКЛИМАТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ СМЕРТНОСТИ НАСЕЛЕНИЯ ВО ВРЕМЯ АНОМАЛЬНОЙ ЖАРЫ НА ПРИМЕРЕ ЮГА РОССИИ**

Представлены результаты работ по определению наилучшего биоклиматического предиктора смертности населения во время волн жары. В качестве модельного региона выбран город Ростов-на-Дону, использованы статистические данные по суточной смертности населения и ежесуточные метеорологические данные за теплый период 1999–2011 гг. Проведенное исследование показало наличие взаимосвязи между волнами жары и смертностью населения. Риск смертности населения от ишемической болезни сердца и цереброваскулярных заболеваний повышается с ростом температуры. Использование биоклиматических индексов способствует выявлению взаимосвязей между тепловыми индексами и рисками для здоровья населения. Настоящее исследование предлагает использование индекса физиологически эквивалентной температуры Physiological Equivalent Temperature (PET) в качестве наиболее перспективного индекса для дальнейшего моделирования воздействия высоких температур окружающей среды на здоровье населения.

Ключевые слова: смертность населения, болезни системы кровообращения, биоклиматические индексы, волны жары, Ростов-на-Дону.

Введение. В условиях происходящих во второй половине XX и в начале XXI вв. процессов глобального потепления климата и мировой урбанизации особое внимание научного сообщества заслуживает проблема влияния климатических особенностей среды проживания на качество и продолжительность жизни населения [Изменение климата ..., 2007]. Для России – государства с высокой долей городского населения – принципиальную важность приобретает изучение городского климата как одного из факторов комфортности среды проживания.

Существует значительное количество исследований, подтверждающих воздействие температуры воздуха во время сильной жары на смертность населения [Kovats, Hajat, 2008; Gosling et al., 2009]. Для европейских городов показано, что после 2003 г. жара продолжает оставаться значимым фактором риска для здоровья населения [de’Donato et al., 2015; Fouillet et al., 2008; Schifano et al., 2009]. Особенно это важно для старшей (свыше 65 лет) возрастной категории [McMichael et al., 2006].

К наиболее показательным для изучения сильного продолжительного теплового воздействия на организм человека можно отнести аномальную жару, наблюдавшуюся в Чикаго в 1995 г. [Dematte et al., 1998], Париже и других европейских городах в 2003 г. [Laaidi et al., 2012], и Москве в 2010 г. [Shaposhnikov et al., 2014a]. В 1998–2002 гг. в городах России волны тепла стали причиной от 4 до 29 тысяч случаев дополнительных смертей в год. В Москве во время жары 2010 г. дополнительная смертность состави-

ла почти 11 тысяч случаев. При дальнейшем изменении климата возможно увеличение числа дней с аномальной высокой температурой, что, в свою очередь, приведет к увеличению количества климато-зависимых смертельных исходов [Ревич, 2011].

В связи с вышеизложенным целью работы является определение наилучшего биоклиматического предиктора смертности населения во время аномальной жары или же в другой терминологии – волн жары. В качестве предикторов (независимых переменных, являющихся в данном случае средством прогнозирования повышенной смертности населения) были использованы: температура воздуха по стационарному психрометру августа (T); температурно-влажностный индекс Humidex (HUM); индекс эффективной температуры Apparent Temperature (AT); индекс физиологически эквивалентной температуры Physiological Equivalent Temperature (PET).

Для достижения поставленной цели были решены следующие задачи: 1 – идентификация ансамблей волн жары; 2 – вычисление относительных рисков смертности для каждого из ансамблей волн жары методами анализа временных рядов ежедневной смертности; 3 – выбор наилучшего предиктора на основе полученных оценок риска.

Исследование проведено на примере города Ростов-на-Дону. Город расположен на юго-востоке Восточно-Европейской равнины, в умеренных широтах северного полушария, и, как и большинство городов-миллионеров РФ, относится к умеренно континентальному типу климата. Характерен повышен-

¹ Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, географический факультет, кафедра геохимии ландшафтов и географии почв, ст. науч. с., канд. геогр. н.; *e-mail*: shartova@yandex.ru

² Институт народнохозяйственного прогнозирования Российской академии наук, ст. науч. с., канд. физ.-мат. н., *e-mail*: dshap2014@gmail.com

³ Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, географический факультет, кафедра метеорологии и климатологии, ст. преподаватель, канд. геогр. н.; *e-mail*: kostadini@mail.ru

⁴ Институт народнохозяйственного прогнозирования Российской академии наук, заведующий лабораторией, докт. мед. н., *e-mail*: brevich@yandex.ru

ный приток солнечной радиации, особенно для летнего периода. Температура воздуха имеет резко выраженный годовой ход. Годовая амплитуда экстремальных температур воздуха достигает 65–70°C. Годовое количество осадков составляет 618 мм, продолжительность залегания снежного покрова редко превышает 2 месяца.

Ростов-на-Дону – десятый по численности населения город России, ключевой экономической центр и транспортный узел Южного федерального округа. Основной экономической составляющей области является обрабатывающий сектор промышленности (преимущественно машиностроение). Это один из крупнейших городов России со средним уровнем загрязнения атмосферного воздуха, типичным для крупных российских городов с миллионным населением. Содержание в атмосферном воздухе мелкодисперсных частиц PM10 основного индикатора качества атмосферного воздуха, рассчитанных по содержанию взвешенных веществ, находится в пределах ПДК, за исключением летнего сезона, что связано с аэрацией частиц с поверхности земли. Среднегодовые концентрации других веществ, исследованных на стационарных постах гидрометеослужбы, диоксида серы, оксида углерода, диоксида азота и других также не превышают ПДК.

Такие внешние факторы, как образ жизни населения, уровень бедности, безработицы и т. п. в данном случае не имеют столь важного значения, так как исследование проведено на одной достаточно большой стабильной выборке, а не на разных группах населения, находящихся в различных социально-экономических условиях. Все вышесказанное позволяет анализировать воздействие волн жары на смертность населения без учета дополнительных факторов.

Материалы и методы исследования. В исследовании использованы статистические данные о суточной смертности населения, полученные в Федеральной службе государственной статистики (Росстат), и ежесуточные метеорологические данные за теплое и переходное время года (с апреля по октябрь), полученные по информации ВНИИГМИ-МЦД для города Ростов-на-Дону за период 1999–2011 гг.

Суточная смертность населения представлена согласно Международной классификации болезней 10-го пересмотра (ICD-10) различных возрастных групп. В исследовании использованы данные по смертности населения от ишемической болезни сердца (коды I20–I25) и цереброваскулярных заболеваний (коды I60–I69) для возрастных категорий 30–64 года и старше 65 лет. Всего проанализировано 96 166 случаев смерти.

Метеорологические данные представлены срочными наблюдениями (8 раз в сутки) температуры воздуха, относительной влажности, скорости ветра и точки росы на метеорологической станции Ростов-на-Дону (индекс ВМО 34 730).

Биоклиматические индексы. Исследование основано на использовании восьми тепловых индексов, включающих как простые измерения темпера-

туры, так и составные биоклиматические индексы, которые получили широкое распространение при изучении воздействия температуры окружающей среды на здоровье населения. Детальное описание индексов представлено в табл. 1. В целом, средняя и максимальная суточные температуры были использованы для характеристики температуры окружающей среды в каждый конкретный день. Индекс *Humidex (HUM)* использован для оценки теплового стресса и определения усредненных ощущений человека при теплой влажной погоде [Masterson, Richardson, 1979]. Индекс *эффективной температуры (Apparent Temperature AT)*, является эквивалентом температуры, формирующим тот же уровень дискомфорта, что испытывался бы при существующих в окружающей среде температуре воздуха, влажности и солнечной радиации [Steadman, 1984]. Перечисленные выше индексы относятся к группе так называемых «прямых» индексов [Blazejczyk et al., 2012], рассчитываемых непосредственно по измеренным значениям параметров окружающей среды. Для получения более точных результатов в исследовании был привлечен индекс *физиологически эквивалентной температуры (Physiological equivalent temperature PET)*, относящийся к группе индексов, основанных на моделях энергетического баланса человека [Matzarakis et al., 2007a].

Таким образом, было рассчитано 8 индексов (попарно как средние, так и наибольшие значения каждого из четырех индексов) в ежесуточном разрешении.

Идентификация волн жары. Определение температурных порогов волн жары проведено с помощью индексов T_{mean} , T_{max} , HUM_{mean} , HUM_{max} , AT_{mean} , AT_{max} , PET_{mean} , PET_{max} . Например, порог жары для индекса «среднесуточная температура» T_{mean} определен как 97%-ный процентиль круглогодичного распределения среднесуточных температур (табл. 2). В ансамбль волн жары включались непрерывные последовательности от 5 дней и более, всего получено 8 таких ансамблей.

Отдельно следует оговорить 2010 г., когда наблюдалась аномальная волна жары на всей территории европейской части России [Анализ условий ..., 2011]. Работы, ранее проведенные по волнам жары в Москве, показали, что включение этой волны в выборку наряду с «обычными» волнами жары сильно искажает результаты, поскольку влияние этой аномальной жары на смертность слишком велико [Shaposhnikov et al., 2014b]. В связи с этим, аномальная волна, длиной в 21 день, наблюдавшаяся в г. Ростове-на-Дону, была исключена из выборки.

Вычисление относительных рисков смертности. Относительный риск смертности во время волн жары (RR) определен как отношение ожидаемой смертности в среднем для всех дней, входящих в данный ансамбль волн, к ожидаемой смертности в среднем для всех остальных дней на основе регрессионной модели Пуассона.

$$\ln E(M) = \beta_L \times \{L \cdot heat\} + (time), \quad (1)$$

Таблица 1

Тепловые индексы, используемые в исследовании

Наименование и обозначение индекса	Формула или описание алгоритма вычисления
Температура по стационарному психрометру Августа (T)	Измеряется 8 раз в сутки, как и остальные метеопараметры, используемые в формулах ниже
Индекс температуры и влажности в жаркую погоду Humidex (HUM)	$HUM = T + 0,5555 * (E - 10)$, где E – давление водяного пара, ГПа; $E = 6,11 \times C$ или $E = ?$ $6,11 \times \exp\left(5417,753 \times \left(\frac{1}{273,16} - \frac{1}{273,16 + td}\right)\right)$, где td – точка росы, °C $6,11 \times \frac{rh}{100} \exp\left(\frac{17,27T}{237,7 + T}\right)$, где rh – относительная влажность, %
Эффективная температура (AT)	$AT = T + 0,348E - 0,70v + 0,70 \frac{Q}{v + 10} - 4,25$, [Steadman, 1994], где E – давление водяного пара, ГПа; Q, Вт/м ² – солнечное излучение (прямая солнечная радиация), поглощаемое единицей площади поверхности – в данной работе не учитывалось, что равнозначно предположению о пребывании в тени; v – скорость ветра (м/с) на высоте 10 м
Физиологически эквивалентная температура (PET)	Вычисление индекса основано на модели энергетического баланса человека Munich Energy-balance Models for Individuals – MEMI [Hoppe, 1984]. Данный индекс можно рассчитать с помощью модели RayMan, которая учитывает расположение близлежащих к точке строений [Konstantinov et al., 2014] и подходит для использования на локальном и региональном уровнях. Алгоритм расчета представлен в [Matzarakis et al., 2007b]

* Максимум и среднее из восьми значений принимались соответственно за суточный максимум и среднесуточное значение. Расчет HUM и AT проводился только при температуре выше 20°C.

где: $\ln E(M)$ – натуральный логарифм ожидаемого значения ежедневной смертности; $\{L.heat\}$ – бинарная переменная, маркирующая все дни в ансамбле волн жары с заданным запаздыванием (лагом) L. Введение в модель лага отражает представления о том, что жара может влиять на смертность не в тот же день, а с небольшой задержкой – до трех дней. Наиболее вероятный лаг определяется перебором моделей с L=0; 1; 2; 3 и должен максимизировать статистическую значимость коэффициента β_L , который связан с относительным риском смертности в среднем для ансамбля волн жары:

$$RR_L = \frac{\langle M_L(\text{в жару}) \rangle}{\langle M(\text{в обычные дни}) \rangle} = \exp(\beta_L).$$

Согласно уравнению модели (1), при расчете рисков дополнительной смертности «смертностью в обычные дни», то есть «фоновой» следует считать среднюю смертность в данные календарные даты других лет периода исследования, с учетом всех явных зависимостей смертности от времен – то есть от номера дня в исследуемом массиве данных. В соответствии с таким подходом, последнее слагаемое в модели (1) представляет собой явную зависимость ежедневной смертности от времени и учитывает квадратичный многолетний тренд, периодические сезонные изменения как функцию номера дня в году DOY и зависимость смертности от семи категориальных переменных, маркирующих дни недели {DOW}.

$$f(time) = \beta_{lin}t + \beta_{quad}t^2 + S\left(DOY, \frac{4df}{year}\right) + \{DOW\}. \quad (2)$$

В уравнении (2) периодическая сезонная компонента моделируется естественным кубическим сплайном S с четырьмя степенями свободы в год.

Выбор наилучшего предиктора смертности осуществляется на основе оценки риска смертности во время волн жары, исходя из модели (1)–(2). При этом сравнивается качество моделей, основанных на одинаковых наборах первичных данных. С использованием методов статистического анализа проводится исследование того, какой из анализируемых биоклиматических индексов лучше всего отражает изменения в смертности населения. Задача решается путем перебора восьми параметров (температуры и биоклиматических индексов) и четырех лагов, используемых в уравнении (1) для вычисления переменной L.heat – то есть для идентификации восьми ансамблей волн жары.

Поскольку остальные независимые переменные и сама структура модели остаются неизменными, то задача выбора наилучшего предиктора сводится к задаче выбора наилучшей модели смертности. Общепринятым способом сравнения обобщенных линейных моделей (glm) является использование «информационных критериев», чаще всего используется критерий Акаике (AIC) [Akaike, 1973]. Считается, что наилучшей будет модель с наименьшим значением критерия AIC.

Результаты исследований и их обсуждение. Волны жары в г. Ростове-на-Дону в период 1999–2011 гг. Определение температурных порогов волн жары, проведенное на основе 97%-ного процента круглогодичного распределения среднесуточных температур для различных параметров, показало, что общее число волн жары колеблется от 5 до 13 (табл. 2). Количество волн, определенное при помощи средних суточных значений биоклиматических индексов (HUM_{mean} ; AT_{mean} ; PET_{mean}), одинаковое – 11. Оно равно количеству волн, определенных по максимальным суточным значениям температуры (T_{max}). Наибольшее количество волн (13) определено на основе среднесуточной температуры воздуха (T_{mean}), наименьшее – на основе максимальных суточных значений индекса PET (PET_{max}). Следует отметить, что для анализируемого периода с использованием критерия ВМО (Frigh et al., 2002) получается большее количество волн – 17, однако 11 из них совпадают по срокам с выделенными волнами. Применение критерия аномально жаркой погоды Росгидромета (РД 52.88.699-2008) позволяет выделить лишь две полноценных волны, в остальных случаях дни с превышением климатической нормы не удовлетворяют критерию по его продолжительности.

Следует отметить, что пороги эквивалентных температур всегда выше, чем порог температуры (T). Сравнение количеств идентифицированных волн приводит к выводу, что использование максимальных суточных значений индексов всегда дает меньше волн, чем при использовании средних суточных значений.

Волны жары за анализируемый период наблюдались практически ежегодно, за исключением 2000, 2003, 2005 гг. (также можно отнести и 2004 г., когда с 28 июля была зафиксирована единственная волна жары, длившаяся пять дней и определенная на основе только одного индекса – AT_{mean}). В течение года наблюдается не более двух волн жары, определяемых по различным индексам. Исключение составляет 2011 г., когда на основе индексов AT_{mean} и PET_{mean} определены три, следующие друг за другом, волны жары. В основном волны жары характерны для июля и августа, за некоторым исключением. Наиболее ранняя волна жары была зафиксирована в 2007 г. и наблюдалась в конце мая (с 22 по 31 мая, в зависимости от используемого индекса). К поздним волнам можно отнести волны 2006–2008 гг., наблюдавшиеся в августе. Средняя продолжительность волн составляет 7–9 дней.

Наиболее продолжительная волна жары была определена на основе индексов AT_{mean} и PET_{mean} в

июле 2001 г. и составила 20–21 день. Средняя температура во время волн жары составляет 28°C.

К наиболее сильным можно отнести июльские волны 2001, 2002 и 2011 гг., поскольку они идентифицировались всеми используемыми индексами. Среднесуточная температура во время данных волн составляла 27–30°C. Максимальная температура воздуха за сутки при этом достигала 37°C. Согласно выбранным индексам, биоклиматические условия в период волн жары характеризовались следующим. Средние за сутки значения определяли дискомфортные условия (HUM_{mean} от 30 до 39°C) со средним термическим стрессом (PET_{mean} от 29 до 35°C). Максимальные значения за сутки уже определяли значительный дискомфорт (HUM_{max} от 39 до 40°C) и сильный термический стресс (PET_{max} от 35 до 41°C).

Относительные риски смертности в период волн жары. Результаты оценки относительных рисков смертности во время волн жары, идентифицированных по температуре воздуха и биоклиматическим индексам, приведены в табл. 3. Исходя из критерия минимизации АИС, были получены следующие наилучшие индексы: T_{mean} для показателя смертности от ишемической болезни сердца в возрасте 30–64 года; PET_{mean} для смертности от cerebrovasкулярных заболеваний в возрасте 30–64 года и ишемической болезни сердца в возрасте старше 65 лет; HUM_{mean} для смертности от cerebrovasкулярных заболеваний в возрасте 65 лет. Следует отметить, что значения АИС для моделей с восемью альтернативными индексами очень близки.

Наиболее высокие риски смертности связаны с cerebrovasкулярными заболеваниями в возрастной группе старше 65 лет, наименьшие – с ишемической болезнью сердца для населения возрасте 30–64 лет.

Более устойчивый результат по выбору предиктора смертности дает метод максимизации значения риска RR. Используя данный критерий, получается следующий набор данных: T_{mean} для показателя смертности от ишемической болезни сердца в возрасте 30–64 года; PET_{max} для смертности от cerebrovasкулярных заболеваний в возрасте 30–64 года, ишемической болезни сердца в возрасте старше 65 лет и cerebrovasкулярных заболеваний в возрасте 65 лет. Достоинство этого набора в том, что для трех из четырех изученных показателей смертности получен один и тот же индекс (PET_{max}). Это дает более веские основания считать PET (как среднюю, так и максимальную его величину за сутки) наиболее вероятным кандидатом на наилучший индекс.

Настоящее исследование является продолжением поиска взаимосвязей между термическим ре-

Таблица 2

Пороги жары для идентификации тепловых волн по температуре и биоклиматическим индексам в г. Ростове-на-Дону (N – общее число волн за 1999–2011, после исключения аномальной жары 2010 г.)

Индекс	T_{mean}	T_{max}	HUM_{mean}	HUM_{max}	AT_{mean}	AT_{max}	PET_{mean}	PET_{max}
Порог, °C	27,2	33,4	31,8	37,9	27,4	33,1	29,5	40,9
N	13	11	11	9	11	8	11	5

жимом среды и повышенной смертностью населения [Revich, Shaposhnikov, 2008; Shaposhnikov et al., 2014b]. В предыдущих исследованиях по г. Ростов-на-Дону [Ревич с соавт., 2015] было показано, что максимальное (среди представленных в табл. 3 показателей смертности) среднее число случаев смерти в день (9,7), так же как и максимальный относительный риск смерти (1,75) относятся к смертности от цереброваскулярных болезней в возрасте старше 65 лет. Минимальный относительный риск (1,20) характерен для ишемической болезни сердца для населения возрасте 30–64 лет. Это совпадает с

результатами, полученными в ходе текущего исследования, где максимальные риски смертности были установлены для возрастной группы старше 65 лет.

Наше исследование выявило статистически значимые взаимосвязи между всеми используемыми температурными индексами и несколькими показателями смертности в течение периода исследования. Важнейший вывод состоит в том, что моделирование ежедневной смертности позволяет выбрать такой температурный индекс, который лучше всего (теснее всего) коррелирует со смертностью, и его следует предпочесть как наилучший предиктор

Таблица 3

Относительные риски смертности по возрастным группам во время волн жары, идентифицированных по восьми различным биоклиматическим индексам

Биоклиматические индексы	<i>AIC</i>	<i>RR</i>	<i>s</i>	<i>z</i>	лаг
30–64 года					
Ишемическая болезнь					
<i>T_{mean}</i>	3,5299	1,19	0,09	2,21	0
<i>T_{max}</i>	3,5301	1,17	0,10	1,92	2
<i>HUM_{mean}</i>	3,5305	1,10	0,09	1,24	2
<i>HUM_{max}</i>	3,5303	1,15	0,10	1,66	2
<i>AT_{mean}</i>	3,5302	1,15	0,09	1,82	2
<i>AT_{max}</i>	3,5305	1,13	0,10	1,35	2
<i>PET_{mean}</i>	3,5309	1,02	0,08	0,21	0
<i>PET_{max}</i>	3,5306	1,15	0,14	1,19	0
Цереброваскулярные заболевания					
<i>T_{mean}</i>	3,0028	1,44	0,13	4,17	1
<i>T_{max}</i>	3,0026	1,46	0,13	4,26	2
<i>HUM_{mean}</i>	3,0029	1,41	0,12	4,02	0
<i>HUM_{max}</i>	3,0032	1,41	0,12	3,90	1
<i>AT_{mean}</i>	3,0023	1,42	0,11	4,35	3
<i>AT_{max}</i>	3,0022	1,52	0,14	4,56	1
<i>PET_{mean}</i>	3,0021	1,45	0,12	4,54	0
<i>PET_{max}</i>	3,0024	1,64	0,18	4,43	2
65 лет и старше					
Ишемическая болезнь					
<i>T_{mean}</i>	4,7976	1,32	0,05	7,14	3
<i>T_{max}</i>	4,7971	1,35	0,06	7,32	2
<i>HUM_{mean}</i>	4,8005	1,27	0,05	5,87	1
<i>HUM_{max}</i>	4,8012	1,28	0,06	5,66	2
<i>AT_{mean}</i>	4,7984	1,30	0,05	6,73	1
<i>AT_{max}</i>	4,7982	1,38	0,06	6,95	2
<i>PET_{mean}</i>	4,7969	1,34	0,05	7,36	2
<i>PET_{max}</i>	4,7983	1,51	0,09	7,03	3
Цереброваскулярные заболевания					
<i>T_{mean}</i>	5,1851	1,76	0,05	18,86	2
<i>T_{max}</i>	5,1792	1,83	0,06	19,84	3
<i>HUM_{mean}</i>	5,1786	1,79	0,05	19,78	1
<i>HUM_{max}</i>	5,1786	1,83	0,06	19,92	3
<i>AT_{mean}</i>	5,1855	1,72	0,05	18,63	1

Примечание. *AIC* – информационный критерий Акаике, модель с минимальным значением *AIC* является наилучшей статистическом смысле; *RR* – относительный прирост смертности; *s* – стандартное отклонение, *z* – величина двустороннего z-критерия Фишера для регрессионного коэффициента β . Нулевую гипотезу об отсутствии связи между волнами жары и смертностью следует отвергнуть на 95% уровне значимости, если $z \geq 1,96$. Жирным шрифтом выделен наибольший по абсолютной величине риск для данного показателя смертности.

смертности во время волн жары. В частности, было показано, что обычная температура воздуха является наилучшим предиктором смертности лишь для ИБС в возрасте 30–64 лет, а для других изученных показателей смертности предпочтительно использовать физиологически эквивалентную температуру, при наиболее вероятном временном лаге между воздействием жары и откликом смертности два-три дня. Повышенная смертность населения трудоспособного возраста является одной из наиболее серьезных и трудно решаемых демографических проблем и ведет к значительным экономическим потерям. Так, экономические потери Москвы от дополнительной смертности населения во время аномальной жары летом 2010 г. находятся в пределах 97–123 млрд руб. или 1,23–1,57% ВВП [Порфирьев, 2013].

Использование биоклиматических индексов в качестве идентификаторов волн жары подтверждено в ряде исследований для регионов, находящихся в различных климатических условиях. Для штата Андхра-Прадеш (Индия) при помощи индекса *PET* оценена интенсивность и продолжительность волны жары 2015 г., ставшая причиной гибели 2248 человек по всей стране [Sarath Chandran et al., 2017]. Использование индекса *PET* в качестве идентификатора волн жары (при пороговом значении индекса свыше 35°C) апробировано на примере города Нови-Сад (Сербия) за период 1949–2012 гг. Показано увеличение количества дней со значениями индекса выше порогового, количества и продолжительности волн жары, начиная с 1981 г. [Basarin et al., 2016]. Следует отметить, что для г. Ростов-на-Дону мы получили более низкое пороговое значение по индексу *PET* для определения волны жары – 29,5°C. Кроме того, в зависимости от используемого температурного индекса было получено различное количество волн жары в изученном городе. Однако во время особенно интенсивных волн жары (такими, какие наблюдались в г. Ростов-на-Дону в 2001–2002 и 2011 гг.) различия не являются значительными, и все температурные индексы идентифицируют данные волны.

В исследовании Muthers et al. [2010] обнаружено, что население в Вене (климат Ростова-на-Дону более всего похож на климат Вены, с той лишь разницей, что зима в Вене менее снежная и морозная, а лето слегка прохладнее) демонстрирует значительную чувствительность к тепловому стрессу. В летние дни с полуденным индексом *PET* ниже 29°C средняя смертность немного ниже ожидаемой (на 1,8%, ДИ 2,1–1,5%). При значениях *PET* выше 29°C относительная смертность значительно возрастает: в дни с умеренным тепловым стрессом на 0,9% (ДИ, 0,4–1,4%), в дни с сильным тепловым стрессом на 5,8% (ДИ, 5,0–6,5%) и в дни с экстремальным тепловым стрессом на 13,0% (ДИ, 11,1–14,7%). Следует отметить, что для г. Ростов-на-Дону полуденные значения индекса *PET* в период волн жары составляют

в среднем 32–34°C, а дневные трехчасовые значения достигают 45°C, что также свидетельствует о возможном росте смертности населения в эти дни.

В одном из последних исследований на примере г. Хельсинки за период 1972–2014 гг. показано, что индекс *PET*, так же как и пространственно-усредненная температура, являются допустимыми показателями при моделировании зависимости смертности от тепловой среды [Ruuhela et al., 2017]. В то же время исследование смертности от отдельных патологий сердечно-сосудистой системы (острый инсульт, геморрагический инсульт, ишемический инсульт) не выявило корреляции с индексом *PET*. В данном случае более существенную роль играют суточные изменения температуры, изменения температуры в течение предыдущих 24 часов и суточные колебания атмосферного давления [Lim et al., 2017].

Выводы:

– все температурные индексы, использованные в исследовании, можно использовать в качестве идентификаторов волн жары. При этом пороги эквивалентных температур всегда выше, чем порог температуры воздуха. Использование максимальных суточных значений индексов всегда дает меньше волн, чем определяется при использовании средних суточных значений индексов. В зависимости от используемого температурного индекса может быть получено различное количество волн жары. Однако при интенсивных и ярко выраженных волнах жары различия не являются значительными, и все температурные индексы идентифицируют такие волны;

– проведенное исследование показало наличие взаимосвязи между волнами жары и смертностью населения. Смертность населения от ишемической болезни сердца и cerebrovasкулярных заболеваний повышается с ростом температуры. Использование биоклиматических индексов способствует выявлению взаимосвязей между индексами теплового стресса и смертностью населения. Настоящее исследование предлагает использование индекса физиологически эквивалентной температуры *Physiological Equivalent Temperature (PET)* в качестве наиболее перспективного индекса для дальнейшего моделирования воздействия высоких температур окружающей среды на здоровье населения. В то же время выбор оптимального индекса в качестве предиктора смертности может зависеть от изучаемых причин смерти. Например, было показано, что среднесуточную температуру следует считать наилучшим предиктором смертности от ишемической болезни сердца среди населения в возрасте 30–64 лет.

– в дальнейших исследованиях полученные результаты должны быть подтверждены построением непрерывных зависимостей смертности от биоклиматических индексов (в отличие от использованной здесь «бинарной» модели «экстремальная жара или обычный летний день»). Рекомендуется также учесть влияние суточных перепадов индексов.

Благодарности. Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда (проект № 16-18-10324 «Человек в мегаполисе: экономические, демографические и экологические особенности»).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Анализ условий аномальной погоды на территории России летом 2010 года. Сборник докладов / Под ред. Н.П. Шакиной. ГУ «Гидрометцентр России». М.: Триада, лтд, 2011. 72 с.
- Изменение климата, 2007 г. Обобщающий доклад. Вклад рабочих групп I, II и III в 4-й доклад об оценке Межправительственной группы по изменению климата / Под ред. Р.К. Пачаури, А. Райзингер. Женева: МГЭИК, 2007. 103 с.
- Порфирьев Б.Н. Экономическая оценка людских потерь в результате чрезвычайных ситуаций // Вопросы экономики. 2013. № 1. С. 46–68.
- Ревич Б.А. Волны жары как фактор риска для здоровья населения // Пульмонология. 2011. № 4. С. 34–37.
- Ревич Б.А., Шапошников Д.А., Подольная М.Л., Харьковская Т.Л., Кваша Е.П. Волны жары в южных городах европейской части России как фактор риска преждевременной смертности населения // Проблемы прогнозирования. 2015. № 2. С. 56–67.
- Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle // 2nd International Symposium on Information Theory. 1973. P. 267–281.
- Basarin B., Lukić T., Matzarakis A. Quantification and assessment of heat and cold waves in Novi Sad, Northern Serbia // Int. J. Biometeorol. 2016. V. 60. № 1. P. 139–150. doi: 10.1007/s00484-015-1012-z.
- Blazejczyk K., Epstein Y., Jendritzky G., Staiger H., Tinz B. Comparison of UTCI to selected thermal indices // Int. J. Biometeorol. 2012. V. 56. P. 515–535.
- de'Donato F.K., Leone M., Scortichini M., De Sario M., Katsouyanni K., Lanki T., Basagaña X., Ballester F., Åström C., Paldy A. Changes in the effect of heat on mortality in the last 20 years in nine European cities. Results from the phase project // Int. J. Environ. Res. Public Health. 2015. V. 12. P. 15 567–15 583.
- Dematte J.E., O'Mara K., Buescher J., Whitney C.G., Forsythe S., McNamee T. et al. Near-Fatal Heat Stroke during the 1995 Heat Wave in Chicago // Ann. Intern. Med. 1998. V. 129. P. 173–181. doi: 10.7326/0003-4819-129-3-199808010-00001.
- Frich A., Alexander L.V., Della-Marta P., Gleason B., Haylock M., Klein Tank A.M.G., Peterson T. Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century // Climate Research. 2012. V. 19. P. 193–212.
- Fouillet A., Rey G., Wagner V., Laaidi K., Empereur-Bissonnet P., Le Tertre A., Frayssinet P., Bessemoulin P., Laurent F., De Crouy-Chanel P., Jougla E., Hémond D. Has the impact of heat waves on mortality changed in France since the European heat wave of summer 2003? A study of the 2006 heat wave // Int. J. Epidemiol. 2008. V. 37. P. 309–317.
- Gosling S.N., Lowe J.A., McGregor G.R., Pelling M., Malamud B.D. Associations between elevated atmospheric temperature and human mortality: a critical review of the literature // Climatic Change. 2009. V. 92. № 3–4. P. 299–341. https://doi.org/10.1007/s10584-008-9441-x.
- Höppe P. Die Energiebilanz des Menschen. Wiss Mittl Meteorol. Inst. Uni München, 1984. 49 p.
- Konstantinov P.I., Varentsov M.I., Malinina E.P. Modeling of thermal comfort conditions inside the urban boundary layer during Moscow's 2010 summer heat wave (case-study) // Urban Climate. 2014. V. 10. № 3. P. 63–572.
- Kovats R.S., Hajat S. Heat Stress and Public Health: A Critical Review // Annu. Rev. Public Health. 2008. V. 29. № 1. P. 41–55. doi: 10.1146/annurev.publhealth.29.020907.090843.
- Laaidi K., Zeghnoun A., Dousset B. et al. The Impact of Heat Islands on Mortality in Paris during the August 2003 Heat Wave // Environmental Health Perspectives. 2012. V. 120. № 2. P. 254–259. doi: 10.1289/ehp.1103532.
- Lim J.-S., Kwon H.-M., Kim S.-E., Lee J., Lee Y.-S., Yoon B.-W. Effects of Temperature and Pressure on Acute Stroke Incidence Assessed Using a Korean Nationwide Insurance Database // J. of Stroke. 2017. V. 19. P. 295–303. doi: 10.5853/jos.2017.00045.
- Masterson J., Richardson F.A. Humidex, A Method of Quantifying Human Discomfort Due to Excessive Heat and Humidity. Downsview, Ontario: Environment Canada, 1979. 45 p.
- Matzarakis A., Amelung B., Blazejczyk K. Climate Change and Tourism – Assessment and Coping Strategies. Maastricht–Warsaw–Freiburg, 2007a. 227 p.
- Matzarakis A., Rutz F., Mayer H. Modelling radiation fluxes in simple and complex environments—application of the RayMan model // Int. J. Biometeorol. 2007b. V. 51. P. 323–334. https://doi.org/10.1007/s00484-006-0061-8.
- McMichael A.J., Woodruff R.E., Hales S. Climate change and human health: present and future risks // Lancet. 2006. V. 367. P. 859–869. doi: 10.1016/S0140-6736(06)68079-3.
- Muthers S., Matzarakis A., Koch E. Climate Change and Mortality in Vienna—A Human Biometeorological Analysis Based on Regional Climate Modeling // Int. J. Environ. Res. Public Health. 2010. V. 7. № 7. P. 2965–2977. doi: 10.3390/ijerph7072965.
- Revich B., Shaposhnikov D. Temperature-induced excess mortality in Moscow, Russia // Int. J. Biometeorol. 2008. V. 52. P. 367–374.
- Ruuhela R., Jylhä K., Lanki T., Tiittanen P., Matzarakis A., Biometeorological assessment of mortality related to extreme temperatures in Helsinki region, Finland, 1972–2014 // Int. J. of Environmental Research and Public Health. 2017. V. 14. № 8. P. E944. doi: 10.3390/ijerph14080944.
- Sarith Chandran M.A., Subba Rao A.V.M., Sandeep V.M., Pramod V.P., Pani P., Rao V.U.M., Visha Kumari V., Srinivasa Rao C. Indian summer heat wave of 2015: a biometeorological analysis using half hourly automatic weather station data with special reference to Andhra Pradesh // Int. J. Biometeorol. 2017. V. 61. P. 1063–1072. doi: 10.1007/s00484-016-1286-9.
- Shaposhnikov D., Revich B., Bellander T. et al. Mortality Related to Air Pollution with the Moscow Heat Wave and Wildfire of 2010 // Epidemiology. 2014a. V. 25. № 3. P. 359–364. http://doi.org/10.1097/EDE.0000000000000090.
- Shaposhnikov D., Revich B., Gurfinkel Y., Naumova E. The influence of meteorological and geomagnetic factors on acute myocardial infarction and brain stroke in Moscow, Russia // Int. J. Biometeorol. 2014b. V. 58. P. 799–808.
- Schifano P., Cappai G., De Sario M., Michelozzi P., Marino C., Bargagli A.M., Perucci C.A. Susceptibility to heat wave-related mortality: a follow-up study of a cohort of elderly in Rome // Environ. Health. 2009. № 8. 50 p.
- Steadman R.G. A universal scale of apparent temperature // J. Applied Meteorology. 1984. V. 23. P. 1674–1687. doi: 10.1175/1520-0450(1971)010<0674:LOWOCP>2.0.CO;2.
- Steadman R.G. Norms of apparent temperature in Australia. Aust Met Mag, 1994. V. 43. P. 1–16.

Поступила в редакцию 25.12.2017

Принята к публикации 20.07.2018

N.V. Shartova¹, D.A. Shaposhnikov²,
P.I. Konstantinov³, B.A. Revich⁴

**BIOCLIMATIC APPROACH TO THE ASSESSMENT
OF POPULATION MORTALITY DURING HEAT WAVES:
CASE STUDY OF THE SOUTH OF RUSSIA**

The results of research to determine the best bioclimatic predictor of mortality during heat waves are presented. Rostov-on-Don was chosen as a model city; statistical data for daily mortality and daily meteorological data for the warm period of 1999-2011 were analyzed. The research has shown the interrelation between the heat waves and population mortality. The risk of mortality due to coronary heart disease and cerebrovascular diseases increases with the rising temperature. The use of bioclimatic indices helps to identify the links between thermal indices and health risks. The study suggests application of the Physiological Equivalent Temperature (PET) index as a most promising one for further modeling the effects of high ambient temperatures on public health.

Key words: population mortality, diseases of the circulatory system, bioclimatic indices, heat waves, Rostov-on-Don.

Acknowledgements. The research was financially supported by the Russian Science Foundation (project № 16-18-10324 Humans in Megalopolis: Economic, Demographic and Ecological Aspects)

REFERENCES

- Akaike H.* Information theory and an extension of the maximum likelihood principle // 2nd International Symp. on Information Theory. 1973. P. 267–281.
- Analiz usloviy anomal'noj pogody na territorii Rossii letom 2010 goda. Sbornik dokladov [Analysis of the abnormal weather conditions within the territory of Russia in summer 2010. Proceedings]. Moscow: Triada, ltd, 2011. 72 p. (in Russian).
- Basarin B., Lukić T., Matzarakis A.* Quantification and assessment of heat and cold waves in Novi Sad, Northern Serbia // Int. J. Biometeorol. 2016. V. 60. № 1. P. 139–150. doi: 10.1007/s00484-015-1012-z
- Blazejczyk K., Epstein Y., Jendritzky G., Staiger H., Tinz B.* Comparison of UTCI to selected thermal indices // Int. J. Biometeorol. 2012. V. 56. P. 515–535.
- de'Donato F.K., Leone M., Scortichini M., De Sario M., Katsouyanni K., Lanki T., Basagaña X., Ballester F., Ľström C., Paldy A.* Changes in the effect of heat on mortality in the last 20 years in nine European cities. results from the phase project // Int. J. Environ. Res. Public Health. 2015. V. 12. P. 15 567–15 583.
- Dematte J.E., O'Mara K., Buescher J., Whitney C.G., Forsythe S., McNamee T. et al.* Near-Fatal Heat Stroke during the 1995 Heat Wave in Chicago // Ann Intern Med. 1998. V. 129. P. 173–181. doi: 10.7326/0003-4819-129-3-199808010-00001
- Frich A., Alexander L.V., Della-Marta P., Gleason B., Haylock M., Klein Tank A.M.G., Peterson T.* Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century // Climate Research. 2012. V. 19. P. 193–212.
- Fouillet A., Rey G., Wagner V., Laaidi K., Empereur-Bissonnet P., Le Tertre A., Frayssinet P., Bessemoulin P., Laurent F., De Crouy-Chanel P., Jouglu E., Hümon D.* Has the impact of heat waves on mortality changed in France since the European heat wave of summer 2003? A study of the 2006 heat wave // Int. J. Epidemiol. 2008. V. 37. P. 309–317.
- Gosling S.N., Lowe J.A., McGregor G.R., Pelling M., Malamud B.D.* Associations between elevated atmospheric temperature and human mortality: a critical review of the literature // Climatic Change. 2009. V. 92. № 3–4. P. 299–341. https://doi.org/10.1007/s10584-008-9441-x
- Höppe P.* Die Energiebilanz des Menschen. Wiss Mittl Meteorol. Inst. Uni München, 1984. 49 p.
- Izmenenie klimata, 2007. Obobshhajushhij doklad. Vklad rabochih grupp I, II i III v 4-j doklad ob ocenke Mezhpriavitel'stvennoj gruppy po izmeneniju klimata [Climate change, 2007. Synthesis report. Contribution of Working Groups I, II and III to the 4th Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change]. Geneva: IPCC, 2007. 103 p. (in Russian).
- Konstantinov P.I., Varentsov M.I., Malinina E.P.* Modeling of thermal comfort conditions inside the urban boundary layer during Moscow's 2010 summer heat wave (case-study) // Urban Climate. 2014. V. 10. № 3. P. 63–572.
- Kovats R.S., Hajat S.* Heat Stress and Public Health: A Critical Review // Annu. Rev. Public Health. 2008. V. 29. № 1. P. 41–55. doi: 10.1146/annurev.publhealth.29.020907.090843
- Laaidi K., Zeghnoun A., Dousset B. et al.* The Impact of Heat Islands on Mortality in Paris during the August 2003 Heat Wave // Environmental Health Perspectives. 2012. V. 120. № 2. P. 254–259. doi: 10.1289/ehp.1103532
- Lim J.-S., Kwon H.-M., Kim S.-E., Lee J., Lee Y.-S., Yoon B.-W.* Effects of Temperature and Pressure on Acute Stroke Incidence Assessed Using a Korean Nationwide Insurance Database // J. Stroke. 2017. V. 19. P. 295–303. doi: 10.5853/jos.2017.00045
- Masterson J., Richardson F.A.* Humidex, A Method of Quantifying Human Discomfort Due to Excessive Heat and

¹ Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography, Department of Landscape Geochemistry and Soil Geography, Senior Scientific Researcher, PhD. in Geography; *e-mail:* shartova@yandex.ru

² Institute of Economic Forecasting, Russian Academy of Sciences, Environmental Health Laboratory, Senior Scientific Researcher, PhD. in Physics and Mathematics; *e-mail:* dshap2014@gmail.com

³ Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography, Department of Meteorology and Climatology, Senior Lecturer, PhD. in Geography; *e-mail:* kostadini@mail.ru

⁴ Institute of Economic Forecasting, Russian Academy of Sciences, Environmental Health Laboratory, Head of the Laboratory, Professor, D.Sc. in Mathematics; *e-mail:* brevich@yandex.ru

Humidity. Downsview, Ontario: Environment Canada, 1979. 45 p.

Matzarakis A., Amelung B., Blazejczyk K. Climate Change and Tourism – Assessment and Coping Strategies. Maastricht–Warsaw–Freiburg, 2007. 227 p.

Matzarakis A., Rutz F., Mayer H. Modelling radiation fluxes in simple and complex environments–application of the RayMan model // *Int. J. Biometeorol.* 2007. V. 51. 323 p. <https://doi.org/10.1007/s00484-006-0061-8>

McMichael A.J., Woodruff R.E., Hales S. Climate change and human health: present and future risks // *Lancet.* 2006. V. 367. P. 859–69. doi: 10.1016/S0140-6736(06)68079-3

Muthers S., Matzarakis A., Koch E. Climate Change and Mortality in Vienna–A Human Biometeorological Analysis Based on Regional Climate Modeling // *Int. J. Environ Res Public Health.* 2010. V. 7. № 7. P. 2965–2977. doi: 10.3390/ijerph7072965

Porfir'ev B.N. Jekonomicheskaja ocenka ljudskih poter' v rezul'tate chrezvychajnyh situacij [Economic evaluation of human losses resulting from the emergencies] *Voprosy jekonomiki.* 2013. № 1. S. 46–68 (in Russian).

Revich B., Shaposhnikov D. Temperature-induced excess mortality in Moscow, Russia // *Int. J. Biometeorol.* 2008. V. 52. P. 367–374.

Revich B.A. Volny zhary kak faktor riska dlja zdorov'ja naselenija [Heat waves as a risk factor for public health] // *Russian Pulmonology.* 2011. № 4. P. 34–37 (in Russian).

Revich B.A., Shaposhnikov D.A., Podol'naja M.L., Har'kova T.L., Kvasha E.P. Volny zhary v juzhnyh gorodah Evropejskoj chasti Rossii kak faktor riska prezhdevremennoj smertnosti naselenija [Heat waves in the southern cities of the European part of Russia as a risk factor for early mortality of

population] // *Studies on Russian Economic Development.* 2015. № 2. P. 56–67 (in Russian).

Ruuhela R., Jylhä K., Lanki T., Tiittanen P., Matzarakis A. Biometeorological assessment of mortality related to extreme temperatures in Helsinki region, Finland, 1972–2014 // *Int. J. Environmental Research and Public Health.* 2017. V. 14. № 8. P. 944. doi: 10.3390/ijerph14080944

Sarath Chandran M.A., Subba Rao A.V.M., Sandeep V.M., Pramod V.P., Pani P., Rao V.U.M., Visha Kumari V., Srinivasa Rao C. Indian summer heat wave of 2015: a biometeorological analysis using half hourly automatic weather station data with special reference to Andhra Pradesh // *Int. J. Biometeorol.* 2017. V. 61. P. 1063–1072. doi: 10.1007/s00484-016-1286-9

Schifano P., Cappai G., De Sario M., Michelozzi P., Marino C., Bargagli A.M., Perucci C.A. Susceptibility to heat wave-related mortality: a follow-up study of a cohort of elderly in Rome // *Environ. Health.* 2009. № 8. 50 p.

Shaposhnikov D., Revich B., Bellander T. et al. Mortality Related to Air Pollution with the Moscow Heat Wave and Wildfire of 2010 // *Epidemiology.* 2014. V. 25. № 3. P. 359–364. <http://doi.org/10.1097/EDE.0000000000000090>.

Shaposhnikov D., Revich B., Gurfinkel Y., Naumova E. The influence of meteorological and geomagnetic factors on acute myocardial infarction and brain stroke in Moscow, Russia // *Int. J. Biometeorol.* 2014. V. 58. P. 799–808.

Steadman R.G. A universal scale of apparent temperature // *J. Applied Meteorology.* 1984. V. 23. P. 1674–1687. doi: 10.1175/1520-0450(1971)010<0674:JOWOCP>2.0.CO;2.

Steadman R.G. Norms of apparent temperature in Australia. *Aust Met Mag.* 1994. V. 43. P. 1–16.

Received 25.12.2017

Accepted 20.07.2018