

## ТЕМПЕРАТУРА ВОЗДУХА И СМЕРТНОСТЬ: ИССЛЕДОВАНИЕ ПОРОГОВЫХ ЗНАЧЕНИЙ ЖАРЫ И ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ НАСЕЛЕНИЯ НА ПРИМЕРЕ г. РОСТОВ-НА-ДОНУ

*Н.В. Шартова*<sup>1)\*</sup>, *Д.А. Шапошников*<sup>2)</sup>, *П.И. Константинов*<sup>1)</sup>, *Б.А. Ревич*<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup> Московский государственный университет имени М.В.Ломоносова,  
географический факультет,

Российская Федерация, 119991, г. Москва, Ленинские горы, 1; \* [shartova@yandex.ru](mailto:shartova@yandex.ru)

<sup>2)</sup> Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН,  
Российская Федерация, 117418, г. Москва, Нахимовский пр., 47

**Реферат.** В условиях современного изменения климата усиливаются и учащаются «волны жары» – периоды экстремально жаркой погоды. Одно из важных направлений исследований – поиск биоклиматических индикаторов, а также определение «пороговых» температур, которые могли бы быть использованы в системе предупреждения. Статистическими методами, на примере данных по г. Ростов-на-Дону, проведено сравнение предсказательной способности некоторых температурных и биоклиматических параметров окружающей среды как предикторов дополнительной смертности в теплое время года, а также оценены их опасные пороговые значения. Использованы данные по суточной смертности населения от естественных и внешних причин смерти за 1999-2011 гг. В качестве альтернативных предикторов суточной смертности рассмотрены средние и максимальные за сутки значения температуры воздуха и физиологически эквивалентной температуры. Согласно расчетному приросту смертности, повышение температуры наиболее сильно отражается на больных заболеваниями цереброваскулярной системы как среди мужчин, так и среди женщин. Было показано, что в летний период среднесуточная температура наиболее тесно связана со смертностью. Статистически достоверные неблагоприятные последствия для здоровья населения в Ростове-на-Дону возникают при достижении среднесуточной температурой значения 23.2°C. Несколько меньшей предсказательной способностью отличаются максимальные суточные температуры. Биоклиматический индекс физиологически эквивалентной температуры оказался наиболее слабым предиктором. Этот результат надо учитывать при составлении рекомендаций по оценке негативного воздействия жары на состояние здоровья населения.

**Ключевые слова.** Биоклиматические индексы, физиологически эквивалентная температура, температура воздуха, смертность населения, пороги жары, половозрастная чувствительность, Ростов-на-Дону.

## Введение

Заболеваемость и смертность, связанные с жарой, являются признанной мировой проблемой общественного здравоохранения. В настоящее время появляется все больше фактических данных, связывающих температуру окружающего воздуха и неблагоприятные последствия для здоровья – увеличение заболеваемости, связанной с госпитализацией, и смертности, в первую очередь, из-за респираторных и сердечно-сосудистых заболеваний. Согласно (Mora et al., 2017) за период с 1980 по 2014 г. было выявлено 783 эпизода повышенной смертности людей в результате жары в 164 городах в 36 странах. При этом отмечается, что по крайней мере 20 дней в году около 30% населения мира подвергается воздействию климатических условий, обуславливающих рост смертности.

Во многих странах Европы, а также в США после явлений аномальной жары, повлекших за собой негативные последствия для здоровья населения (Filleul et al., 2006; Laaidi et al., 2006; Anderson et al., 2013), были внедрены стратегические планы действий, направленные на минимизацию воздействия высоких температур на здоровье. Спустя десятилетия после их реализации, насущной проблемой стало обновление документов, в том числе в направлении использования данных эпидемиологических исследований вместо климатологических критериев при определении «пороговых» или «триггерных» температур, используемых для активации плана действий на случай жары (Diaz et al., 2015).

После европейских волн жары в 2003 г. исследования, проводимые эпидемиологами и климатологами, быстро развивались (Basu, 2009; Tobías et al., 2017 и другие). В России работы подобного рода также проводятся с 2008 г. (Revich, Shaposhnikov, 2008; Shaposhnikov et al., 2014; Ревич и др., 2015а; Шапошников, Ревич, 2018; Тасейко, Черных, 2018). Наиболее продолжительная волна жары наблюдалась в Москве летом 2010 г., но и до этого времени в Москве отмечалось увеличение повторяемости волн жары (Ревич и др., 2008). По данным МГЭИК (Техническое резюме, 2013) эта тенденция является общей для большинства районов Земного шара, испытывающих локальный рост средней температуры. В середине и в конце XXI века ожидается увеличение повторяемости волн жары в большинстве регионов планеты. При этом территория РФ и, в особенности, ее северная часть полностью относятся к областям потепления климата на региональном уровне.

Следует отметить, что для разработки практических рекомендаций по защите населения важна не только оценка ответной реакции человека на воздействие экстремальных тепловых явлений, но и понимание влияния термического режима в целом, а также поиск индикаторов, которые могли бы быть использованы в системе предупреждений, например, биоклиматических индексов. Несмотря на негативные последствия аномальной жары 2010 г., разработка подобных рекомендаций только начинается в России. Поэтому остаются актуальными вопросы о том, при каких температурах при наступлении жаркой погоды можно ожидать увеличение количества смертельных слу-

---

чаев, какие группы населения наиболее уязвимы и какой показатель можно считать наилучшим индикатором возможного возникновения неблагоприятных явлений. Могут ли биоклиматические индексы, комплексно характеризующие ощущение тепла человеком, служить более точными предикторами смертности по сравнению с температурой воздуха?

В этой связи можно привести мировой опыт по нормированию загрязняющих веществ в окружающей среде. Например, для атмосферного воздуха национальные стандарты, нормативы, а также рекомендации ВОЗ по содержанию поллютантов разрабатываются уже более 60 лет и постоянно уточняются по результатам научных исследований. Токсикологические данные о высокой токсичности мелкодисперсных взвешенных частиц привели к разработке новых ПДК с учетом их размера. Также и для климатических рисков будет происходить поиск как наиболее информативных метеорологических показателей, так и показателей состояния здоровья (госпитализация, обращаемость за медицинской помощью и т.д.) с учетом социально-экономического положения экспонируемых групп населения.

Целью данной работы стало определение комплекса показателей, знание о которых может служить основой для разработки соответствующих рекомендаций по защите населения от теплового воздействия, а именно:

– расчет относительного риска дополнительной смертности, связанного с температурным стрессом, и выявление половозрастных различий в этом отношении;

– выбор наилучшего предиктора смертности на основе сравнения предсказательной способности традиционно используемого в эпидемиологических исследованиях показателя – температуры воздуха и нового показателя – биоклиматического индекса физиологически эквивалентной температуры (Physiologically Equivalent Temperature, PET), а также определение для них пороговых величин, после которых прирост смертности становится статистически значимым.

Исследование проведено на примере города Ростов-на-Дону, одного из крупнейших городов юга России, со средним уровнем загрязнения атмосферного воздуха, типичным для большинства крупных городов страны (Экологический вестник Дона..., 2018). Последнее позволяет анализировать воздействие температурного фактора на смертность населения без учета влияния такого мощного фактора как высокий уровень загрязнения атмосферного воздуха. Смертность в этом городе отражает общероссийские тенденции – за период 1990-2016 гг. стандартизованный коэффициент смертности от всех причин в Ростове-на-Дону снизился у мужчин на 24.1% и у женщин на 31.4%. При этом ожидаемая продолжительность жизни при рождении увеличилась у мужчин на 4.93 года и у женщин на 4.79 года.

### **Методы и данные**

В работе были использованы данные о суточной смертности населения и данные для расчета выбранных для исследования метеорологических и биоклиматических параметров за 1999-2011 гг. (табл. 1). Среди анализируемых причин

---

смерти выбраны болезни системы кровообращения (БСК), в том числе отдельно ишемическая болезнь сердца (ИБС) и цереброваскулярные болезни (ЦВБ, преимущественно инсульт-инфаркт мозга), все естественные (т.е. все ненасильственные причины смерти вследствие болезней либо других физиологических состояний) и внешние причины смерти (причины, которые вызваны различными внешними воздействиями: например, несчастными случаями, убийствами, самоубийствами и т.п.). Выбор данных причин обусловлен тем, что уже достаточно много исследований подтвердили воздействие высоких температур на смертность от болезней системы кровообращения (Basu, 2009; Gasparini et al., 2015; Amegah et al., 2016), а роль температурного фактора в смертности населения от других причин может быть не столь значительна.

По каждой из выбранных причин смерти в Федеральной службе государственной статистики были получены данные по суточной смертности населения старше 30 лет (абсолютное количество случаев) за каждый день анализируемого периода отдельно для мужчин (всего 88 240 случаев) и женщин (87 534 случаев). Далее все случаи были сгруппированы по двум возрастным группам: смерть в возрасте от 30 до 64 лет (включительно) и старше 65 лет. Данные, характеризующие мощность статистической выборки по отдельным причинам смерти и возрастным категориям, приведены в табл. 2.

Выбор двух возрастных категорий обусловлен различной физиологической реакцией населения разного возраста на изменение температурного режима окружающей среды. Ряд предыдущих исследований (Linaresa, Diaz, 2008; Robine et al., 2012; Ревич и др., 2015а,б) подтвердил, что население старшей возрастной группы является более чувствительным к воздействию жаркой погоды.

**Таблица 1.** Анализируемые показатели смертности населения, температуры воздуха и биоклиматические индексы, 1999-2011 гг.

Регрессоры		Предикторы
Половозрастная категория	Причины смерти (показатель суточной смертности)	
1. Мужчины 30-64 года 2. Женщины 30-64 года 3. Мужчины старше 65 лет 4. Женщины старше 65 лет	1. Ишемическая болезнь сердца (ИБС) 2. Цереброваскулярные болезни (ЦВБ) 3. Болезни системы кровообращения (БСК) 4. Внешние причины смерти 5. Все естественные причины	Среднесуточная температура воздуха, $T_{cc}$ Максимальная температура воздуха за сутки, $T_{max}$ Среднесуточное значение $PET_{cc}$ Максимальное значение за сутки $PET_{max}$

В качестве первичных метео данных использованы срочные метеорологические наблюдения (8 раз в сутки, стандартные метеорологические наблюдения на сети Росгидромета, синоптический индекс ВМО метеостанции Ростова-на-Дону (34 730)). Данные восьмисрочных наблюдений были использованы для расчета средних и максимальных за сутки значений температуры

воздуха и физиологически эквивалентной температуры. Максимальная суточная температура определялась как максимальное значение, зарегистрированное по восьми срокам наблюдений, поскольку для дальнейших расчетов были необходимы сопоставимые по времени измерения других метеорологических параметров (влажности воздуха, скорости ветра и т.д.).

Эти четыре параметра использовались затем в качестве альтернативных предикторов суточной смертности. По определению, индекс PET есть такая температура воздуха, при которой у человека внутри помещения (т.е. без влияния ветра и солнечного излучения) установились бы такие же значения температуры тела и кожи, которые регистрируются при нахождении человека в изучаемых погодных условиях вне помещения.

Этот индекс вычисляется с помощью модели энергетического баланса человека, отражающего связь между метаболизмом, одеждой и параметрами окружающей среды (Нёрре, 1984). В настоящее время это один из наиболее применяемых в исследованиях индексов: в 2016-2017 гг. в мире вышло более 100 публикаций с использованием индекса PET (Человек в мегаполисе..., 2018). В нашем исследовании индекс PET был рассчитан с помощью модели RayMan, описанной в (Matzarakis et al., 2010).

Выбор методов исследования опирается на принципы и подходы экологической эпидемиологии. Известно, что зависимость смертности от температуры нелинейна и может описываться J- или U-образной кривой (Tobías et al., 2017). Эмпирические эпидемиологические исследования показали, что отклик популяции на экстремально высокие температуры главным образом наблюдается в течение нескольких дней после воздействия, а примерно через две-три недели происходит насыщение кумулятивного отклика, и дальнейшие изменения не наблюдаются. Временная задержка между воздействием и откликом называется «лагом», и в данной работе учитывался отсроченный и распределенный во времени характер отклика смертности (Ferreira Braga et al., 2001; Zanobetti et al., 2002). В большинстве исследований рассмотрение краткосрочного эффекта воздействия при лагах от 0 до 30 дней считается достаточным, чтобы оценить суммарный эффект теплового воздействия (Gasparrini et al., 2010).

Для количественной оценки негативного влияния температурного фактора на здоровье населения использован расчет относительного риска смертности, т.е. определение дополнительной смертности, вызванной высокими температурами. В данной работе мы оценивали кумулятивный относительный риск смертности ( $RR$ ), накопленный в популяции в течение 30 дней после температурного стресса:

$$RR = \left\langle \frac{\sum_{k=0}^L M_{i+k}}{(L+1)M_{ref}} \right\rangle = \left\langle \sum_{k=0}^L RR_{i+k} \right\rangle. \quad (1)$$

Здесь  $M_i$  означает смертность в  $i$ -е сутки,  $L = 30$  суткам (это период накопления отклика), символ  $\langle \dots \rangle$  означает усреднение по всем дням с температурой  $T_i$ . В  $i$ -е сутки значение воздействия (используемого температурного

индекса) было равно  $T_i$ . В качестве референтного значения смертности  $M_{ref}$  взята смертность в точке минимума U-образной кривой, чтобы относительный риск не был меньше единицы. После усреднения кумулятивный риск не будет зависеть от референтного дня  $i$ , а лишь от значения воздействия в этот день. Чем меньше таких дней, для которых производится усреднение, тем больше ошибка определения  $RR$ . Количество дней с заданным уровнем воздействия уменьшается по мере приближения к левой и правой границам диапазона изменения температурного предиктора в течение всего периода исследования (табл. 3). Соответственно, увеличивается неопределенность оценки коэффициентов регрессионного сплайна, которым моделируется U-образная зависимость смертности от температуры (или иного температурного предиктора, исследуемого в данной работе). Чтобы уменьшить эту неопределенность, мы использовали в модели (2) кубические сплайны с «естественными» граничными условиями. Зависимость предполагалась линейной на границах интервала сплайнирования.

Зависимость смертности от температуры воздуха в день смерти описывается пуассоновской регрессией (2), не учитывающей лагов:

$$\log E(M_i) = S(T_i) + f(i) , \quad (2)$$

где  $\log E(M_i)$  – натуральный логарифм ожидаемого числа ежедневных смертей,  $S(T)$  – некоторая гладкая функция температуры, моделирующая нелинейную зависимость смертности от этого фактора, а  $f(i)$  – функция, зависящая от номера дня  $i$ , вводимая для поправки на явную зависимость смертности от времени, включая недельные циклы, сезонную периодичность и многолетний тренд.

Предположение о плавности (гладкости в математическом смысле) функции  $S(T)$  означает, что отклик не может очень быстро «скакать» при небольших изменениях температуры, и такая кривая обычно моделируется набором сплайнов с небольшим числом узлов (Gasparrini et al., 2010). Эти сплайны – отдельные функции температуры, полиномы, определяемые регрессионным анализом для каждого из сегментов диапазона изменения температуры, заданных узлами. Выбор узлов зависит от конкретного исследования. Результирующая функция  $S(T)$  получается соединением полиномов, полученных внутри каждого сегмента. С математической точки зрения регрессионные коэффициенты такой модели (2) являются коэффициентами разложения функции  $S$  по базису функций (в данном случае полиномов) температуры.

Обобщение состоит в добавлении в традиционную модель (2) дополнительного измерения – пространства лагов. Поскольку зависимость смертности от температурного предиктора  $M_i = M(T_i, \dots, T_{i-b}, \dots, T_{i-L})$  предполагается нелинейной при всех лагах, то для вычисления  $RR$  мы использовали *нелинейную модель смертности с распределенным лагом (Distributed Lag Non-Linear Model)* (Gasparrini et al., 2010).

Эта модель также предполагает достаточно гладкие зависимости коэффициентов температурных сплайнов от лага. Это предположение может быть

выполнено, если распределенная по дням зависимость смертности от температуры описывается двумерными кубическими сплайнами в пространстве температуры и в пространстве лагов. Параметрами модели являются соответствующие регрессионные коэффициенты, которыми задается двумерный сплайн, определяемые методом минимизации регрессионных остатков в рамках обобщенной линейной регрессии. Уравнения модели компактно записываются только в виде трехмерных массивов, и читателя, знакомого с тензорной алгеброй, мы отсылаем к работе (Gasparrini et al., 2010). Для практической реализации этого алгоритма А. Гаспаррини разработал пользовательский пакет функций «R package dlnm», реализованный в открытой программной среде «R project software» (Gasparrini, 2011). Он использован авторами данной работы.

Матрица оценочных значений регрессионных коэффициентов, одновременно описывающих отклик смертности как в пространстве экспозиции, так и в пространстве лагов, позволяет предсказать относительные риски смертности после температурного воздействия при всех лагах от 0 до  $L$ . Усредняя относительные риски при всех лагах, получаем искомый кумулятивный относительный риск, следуя определению (1).

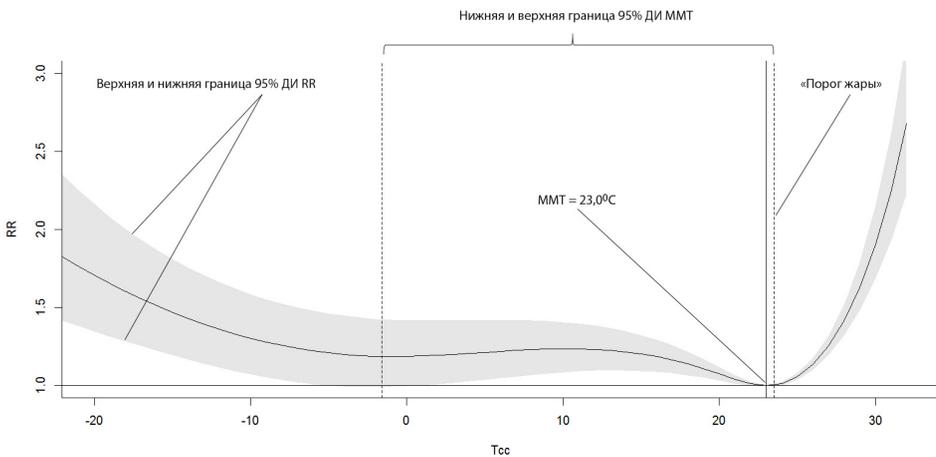
Для каждого из четырех предикторов из табл. 1 были построены графики кумулятивных зависимостей смертности от температурного предиктора, отображаемые в виде плавных кривых (рис. 1). Кумулятивная зависимость смертности от температуры имеет четко выраженный минимум, который в международной литературе общепринято обозначать ММТ (от англ. minimum mortality temperature). В силу конечности массива исходных данных для моделирования как сама температурная кривая смертности, так и величина ММТ определяются приближенно. В связи с этим, нами использован эмпирический метод оценки стандартного отклонения и 95% доверительного интервала ММТ, предложенный в работе (Tobías et al., 2017). В основе данного метода лежит моделирование большого набора двумерных сплайнов ( $N=10\,000$ ) с использованием оценочных значений регрессионных коэффициентов и их ковариационной матрицы. Для каждого смоделированного сплайна из данной выборки определяется ММТ и далее исследуется получившееся распределение  $N$  значений ММТ. Такой эмпирический метод оценки неопределенностей статистики называют методом Монте-Карло (Lee et al., 2017). Правую (верхнюю) границу 95% доверительного интервала ММТ мы будем считать искомым «порогом жары», выше которого прирост смертности становится статистически достоверным. Левую (нижнюю) границу этого интервала следует считать «порогом холода», что не является предметом рассмотрения в данной статье. Важно отметить, что ММТ не является одинаковой для популяций, находящихся в различных климатических условиях, что, как предполагается, может быть объяснено адаптацией населения (Guo et al., 2014).

Следует сделать оговорку об использовании индекса  $PET$  в качестве предиктора. Данный индекс изначально разрабатывался для использования в теплое время года, но модель требует ввести значение этого индекса во все

---

дни многолетнего периода исследования. Поэтому было решено заменить его значения для холодного времени года соответствующими значениями температуры воздуха. Подобная замена не оказывает значительного влияния на определение ММТ, так как при переходе от сентября к октябрю средняя температура воздуха уже значительно ниже ММТ (около 13°C), а при переходе от марта к апрелю – еще ниже.

После построения моделей зависимостей смертности от температурных показателей исследование подразделилось на решение двух независимых задач. Первая задача: поиск наилучшего предиктора смертности среди рассматриваемых параметров:  $T_{cc}$ ,  $T_{макс}$ ,  $PET_{cc}$ ,  $PET_{макс}$  по каждой из анализируемых причин смертности и определение для них «порогов жары» – то есть правых границ 95%-ных доверительных интервалов (ДИ), установленных для точек минимума температурных кривых.



**Рисунок 1.** Зависимость смертности от температуры: 30-дневный кумулятивный относительный риск (RR) в зависимости от среднесуточной температуры воздуха ( $T_{cc}$ ) для показателя смертности от всех естественных причин среди мужчин и женщин старше 65 лет

Задача выбора наилучшего предиктора смертности решена путем сравнения относительных стандартных ошибок (relative standard error, RSE) рассчитанных 30-дневных кумулятивных относительных рисков смертности, соответствующих приросту температурного предиктора от ММТ до  $T_{97.5\%}$ . Процентиль  $T_{97.5\%}$  в эпидемиологических исследованиях считается локально-специфичным порогом «экстремальной жары» и вычисляется для распределения соответствующего температурного предиктора за многолетний период. Относительные риски и соответствующие им RSE были вычислены для четырех сопоставимых моделей смертности с выбранными температурными предикторами. Наилучшим предиктором является тот, для которого оценочное значение RSE минимально. Такой предиктор будет теснее связан со смертностью в периоды летней жары. Этот критерий выбора наиболее информативного предиктора согласуется с общепринятыми способами оценки статистической значимости различий с помощью  $t$ - или  $z$ -тестов.

Второй задачей исследования была линейаризация полученных зависимостей между температурой и смертностью населения выше точки минимума для определения прироста смертности при изменении на один градус значений рассматриваемых предикторов в среднем внутри интервала от ММТ до  $T_{97.5\%}$ . Такой «единичный прирост» легче воспринимается заинтересованными лицами при информировании о риске жары, чем представление о нелинейных зависимостях.

## Результаты

В первую очередь, приведем среднее значение суточной смертности населения ( $\mu$ ) для всех 20 включенных в исследование показателей (табл. 2). Эта информация важна для биостатистиков, так как характеризует изучаемую популяцию и позволяет судить, можно ли ожидать надежных результатов при применении тех или иных методов статистического анализа. Так, для возрастной группы от 30 до 64 лет среднесуточное количество смертельных случаев для женщин варьирует от 0.3 (внешние причины смерти) до 3.4 (все естественные причины); для мужчин – от 0.9 (ЦВБ) до 7.7 (все естественные причины). Смертность среди мужчин в трудоспособном возрасте традиционно выше, чем среди женщин, что хорошо заметно на показателе смертности от ИБС и смертности от внешних причин.

**Таблица 2.** Среднее значение ежедневной смертности среди мужчин и женщин в г. Ростове-на-Дону с апреля по сентябрь в 1999-2011 гг.

Причина смерти	Среднее значение ежедневной смертности ( $\mu$ , число случаев в день)	
	Женщины, 30-64 года	Мужчины, 30-64 года
Инфаркты	0.5	1.6
Инсульты	0.6	0.9
Болезни системы кровообращения	1.2	3.0
Внешние причины смерти	0.3	1.3
Все естественные причины	3.4	7.7
	Женщины, старше 65 лет	Мужчины, старше 65 лет
Инфаркты	4.1	2.9
Инсульты	6.6	3.1
Болезни системы кровообращения	11.1	6.3
Внешние причины смерти	0.2	0.2
Все естественные причины	14.5	9.3

Среднесуточная смертность в возрастной группе старше 65 лет минимальна для внешних причин (0.2 среди мужчин и женщин). По остальным причинам смерти она выше для женщин. Максимальные значения для показателя смертей от всех естественных причин: 9.3 для мужчин и 14.5 для женщин. Учитывая полное число степеней свободы используемой нами модели смертности и число лет периода исследования, значение  $\mu \cong 0.4$  является

нижним пределом для выполнения условий теоремы Гаусса-Маркова, ниже которого статистическая мощность выборки будет недостаточна для получения надежных результатов регрессии, т.е. для внешних причин среди женщин во всех возрастных группах и среди мужчин в старшей возрастной группе.

При моделировании нелинейных зависимостей смертности от температуры во всем диапазоне изменения этого предиктора использовались кубические сплайны с тремя внутренними узлами, соответствующими значениям 10-го, 75-го и 90-го процентилей многолетних распределений предикторов, и двумя внешними узлами, соответствующими границам диапазона изменения предиктора. Поэтому приведем эти значения (табл. 3), наряду со значениями 97.5-го перцентиля, используемого для расчета относительного прироста смертности при достижении порога экстремальной жары. Выбор узлов продиктован представлениями об ожидаемом характере функциональной связи между температурой и смертностью.

**Таблица 3.** Описательная статистика температурных предикторов смертности, °С

Показатель	Диапазон	T <sub>10%</sub>	T <sub>75%</sub>	T <sub>90%</sub>	T <sub>97.5%</sub>
T <sub>сс</sub>	-20; +32	-3.0	19.6	24.2	28.2
T <sub>макс</sub>	-17; +39	-0.2	24.5	29.8	34.4
РЕТ <sub>сс</sub>	-20; +36	-3.0	19.1	25.6	30.2
РЕТ <sub>макс</sub>	-17; +48	-0.2	27.5	35.7	41.4

### ***Относительные риски смертности среди мужчин и женщин при наступлении «порога жары»***

Этот интегральный показатель характеризует отклик населения, накопленный в течение 30 дней после стресса, обусловленного приростом температуры от ММТ до T<sub>97.5%</sub>. Расчеты показали значительную неоднородность в отклике естественных и внешних причин смерти на температурный фактор. Так, для мужчин и женщин всех возрастных групп достоверные риски смертности по показателю внешних причин не были установлены, что, в первую очередь, связано с недостаточной мощностью выборки. Для мужчин в возрасте 30-64 года, где наблюдалось статистически достаточное число смертельных случаев, это можно объяснить тем, что для внешних причин смерти велико влияние других факторов, преимущественно социально-экономического характера (Харькова, Кваша, 2014). Это не позволяет четко определить вклад температуры. С другой стороны, данная причина смертности может быть менее чувствительна именно к повышению температуры, и на нее могут оказывать влияние другие метеорологические факторы (например, перепады давления). Следует отметить, что для европейских стран – Великобритании (Hajat et al., 2007), Эстонии (Oru, Astrom, 2017), Испании (Basagaña et al., 2011) – подобные закономерности были выявлены. При этом задержки в проявлении смертности от внешних причин преимущественно не наблюдалось – негативный эффект возникал непосредственно в день жары или сразу после.

Для остальных исследуемых причин смерти были получены статистически достоверные риски смертности (табл. 4). К наиболее достоверным рискам следует отнести риски смертности от всех естественных причин (кроме данного риска для женщин в возрасте от 30 до 64 лет).

**Таблица 4.** Относительные риски смертности, связанные с повышением температуры или  $PET$  от ММТ до  $T_{97,5\%}$

Причины смерти	Предиктор	Относительный риск смертности (RR)			
		RR (95%ДИ)	RSE, %	RR (95%ДИ)	RSE, %
		<i>Женщины, 30-64 года</i>		<i>Мужчины, 30-64 года</i>	
Ишемическая болезнь сердца	$T_{cc}$	1.09 (0.74, 1.62)	244.4	<b>1.28 (0.95, 1.73)</b>	<b>69.6</b>
	$T_{макс}$	<b>1.09 (0.74, 1.61)</b>	<b>241.7</b>	1.19 (0.89, 1.59)	92.1
	$PET_{cc}$	1.06 (0.69, 1.64)	395.8	1.21 (0.86, 1.68)	97.6
	$PET_{макс}$	1.09 (0.61, 1.96)	375.0	1.37 (0.90, 2.08)	79.7
Цереброваскулярные болезни	$T_{cc}$	<b>1.06 (0.66, 1.71)</b>	<b>437.5</b>	1.69* (1.13, 2.52)	50.4
	$T_{макс}$	Не определен		<b>1.71* (1.16, 2.52)</b>	<b>47.9</b>
	$PET_{cc}$	1.06 (0.59, 1.91)	550.0	1.36 (0.89, 2.08)	82.6
	$PET_{макс}$	Не определен		1.37 (0.80, 2.35)	104.7
Болезни системы кровообращения	$T_{cc}$	<b>1.12 (0.83, 1.51)</b>	<b>141.7</b>	<b>1.28* (1.03, 1.58)</b>	<b>49.1</b>
	$T_{макс}$	1.09 (0.82, 1.46)	177.8	1.23* (1.00, 1.51)	55.4
	$PET_{cc}$	1.07 (0.76, 1.51)	267.9	1.19 (0.94, 1.51)	75.0
	$PET_{макс}$	Не определен		1.18 (0.88, 1.59)	98.6
Все естественные причины	$T_{cc}$	<b>1.04 (0.89, 1.21)</b>	<b>200.0</b>	<b>1.34* (1.16, 1.54)</b>	<b>27.9</b>
	$T_{макс}$	1.00 (0.92, 1.1)	Не определен	1.30* (1.14, 1.49)	29.2
	$PET_{cc}$	1.02 (0.84, 1.25)	512.5	1.23* (1.05, 1.44)	42.4
	$PET_{макс}$	Не определен		1.20 (0.99, 1.46)	58.8
		<i>Женщины старше 65 лет</i>		<i>Мужчины старше 65 лет</i>	
Ишемическая болезнь сердца	$T_{cc}$	<b>1.43* (1.21, 1.69)</b>	<b>27.9</b>	<b>1.17* (1.00, 1.38)</b>	<b>55.9</b>
	$T_{макс}$	1.31* (1.12, 1.52)	32.3	1.22 (0.77, 2.02)	142.0
	$PET_{cc}$	1.30* (1.07, 1.58)	42.5	1.05 (0.88, 1.25)	185.0
	$PET_{макс}$	1.15 (0.92, 1.44)	86.7	1.06 (0.86, 1.31)	187.5
Цереброваскулярные болезни	$T_{cc}$	<b>1.95* (1.68, 2.25)</b>	<b>15.0</b>	<b>1.72* (1.39, 2.11)</b>	<b>25.0</b>
	$T_{макс}$	1.70* (1.48, 1.97)	17.5	1.57* (1.28, 1.93)	28.5
	$PET_{cc}$	1.82* (1.54, 2.14)	18.3	1.80* (1.42, 2.28)	26.9
	$PET_{макс}$	1.32* (1.07, 1.63)	43.8	1.36* (1.02, 1.81)	54.9
Болезни системы кровообращения	$T_{cc}$	<b>1.67* (1.5, 1.87)</b>	<b>13.8</b>	<b>1.37* (1.19, 1.57)</b>	<b>25.7</b>
	$T_{макс}$	1.49* (1.34, 1.66)	16.3	1.26* (1.11, 1.45)	32.7
	$PET_{cc}$	1.54* (1.36, 1.75)	18.1	1.33* (1.13, 1.56)	32.6
	$PET_{макс}$	1.19* (1.02, 1.4)	50.0	1.14 (0.94, 1.39)	80.4
Все естественные причины	$T_{cc}$	<b>1.56* (1.41, 1.71)</b>	<b>13.4</b>	<b>1.31* (1.17, 1.47)</b>	<b>24.2</b>
	$T_{макс}$	1.41 (1.29, 1.55)	15.9	1.23* (1.10, 1.38)	30.4
	$PET_{cc}$	1.44 (1.29, 1.61)	18.2	1.28* (1.12, 1.47)	31.3
	$PET_{макс}$	1.14 (0.99, 1.31)	57.1	1.09 (0.83, 1.43)	166.7

**Примечания:** Жирным шрифтом выделены строки с наилучшим предиктором.

\* ) риск значим на уровне 95% ( $p < 0.05$ ).

На основе анализа полученных значений RSE выявлено, что для большинства показателей смертности в качестве наилучшего предиктора может рассматриваться среднесуточная температура. Исключение составляют лишь отдельные причины смерти в трудоспособной возрастной группе 30-64 года: ИБС среди женщин, ЦВБ среди мужчин. Для этих причин наилучшим предиктором стала максимальная суточная температура. Индекс *PET* проявил себя как наиболее слабый предиктор смертности.

### ***Половозрастная чувствительность населения к воздействию температуры***

Относительные риски смертности оказались выше для возрастной группы старше 65 лет. Это характерно как для мужчин, так и для женщин. Наиболее высокий риск смертности в данной возрастной группе определен для смертности от ЦВБ (для мужчин *RR* 1.72 (95%ДИ: 1.39 - 2.11); для женщин *RR* 1.95 (95%ДИ: 1.68 - 2.25)).

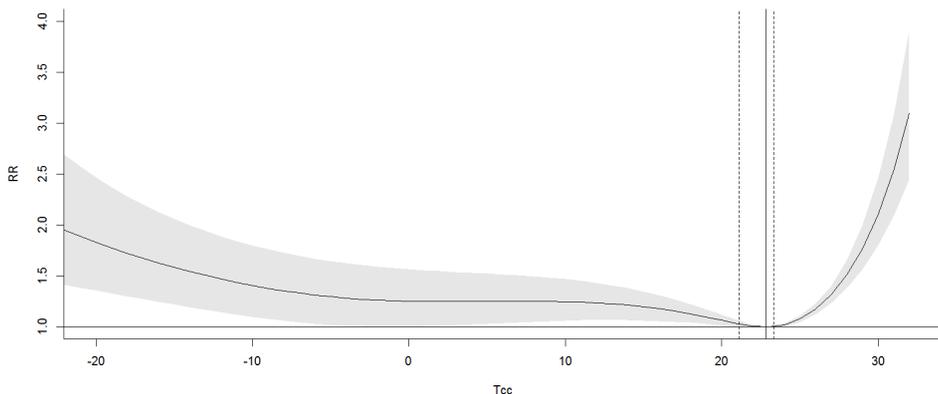
В целом, можно говорить о половозрастных различиях в чувствительности населения к жаркой погоде. Так, мужчины чувствительны к температурному фактору как в средней, так и старшей возрастной группе, в то время как женщины – только в старшей возрастной группе. Этот результат объясняется сравнительно низкой смертностью среди женщин в трудоспособном возрасте – число исходов может быть недостаточным для получения значимых оценок рисков. Следует обратить внимание, что в старшей возрастной группе значения относительных рисков смертности среди женщин выше, чем среди мужчин по всем исследуемым причинам смерти (за исключением внешних причин, где риск не был определен).

### ***Пороговые значения температуры воздуха и прирост смертности населения***

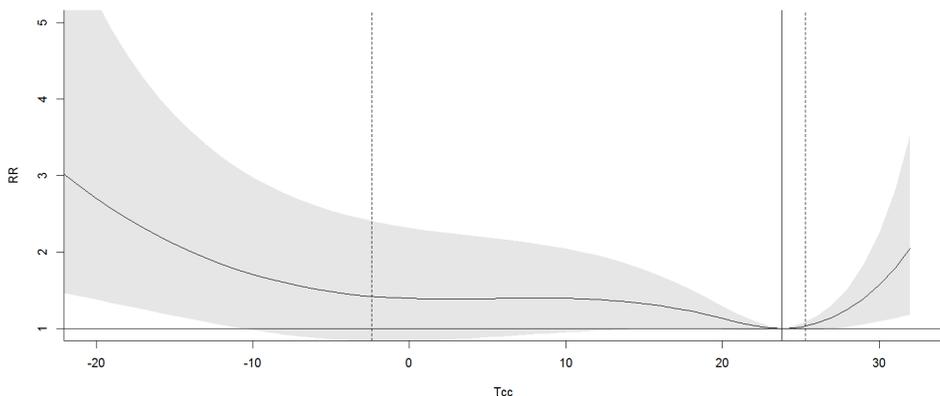
Для большинства показателей смертности наилучшим предиктором стала среднесуточная температура. Поэтому именно для этого показателя было целесообразно определить пороговые значения, после которых прирост смертности над минимальным уровнем становится статистически достоверным.

Анализируя серию графиков кривых смертности и доверительные интервалы ММТ, можно отметить следующее. Наиболее узкие доверительные интервалы ММТ определяются в возрастной категории старше 65 лет у женщин по всем естественным причинам смерти (рис. 2), у мужчин – для смертности от болезней системы кровообращения, в том числе ЦВБ, а также всех естественных причин. Для мужчин в возрасте 30-64 лет пороговые температуры определены достоверно (рис. 3), в то время как для женщин не определены из-за незначимого риска смертности. Всего в исследовании было получено 12 порогов жары, из которых минимальный составил 23.2°C для ЦВБ у женщин в возрасте старше 65 лет, а максимальный 27.4°C для ИБС у мужчин в возрасте 30-64 (табл. 5). Наибольший интерес представляет именно минимальная оценка порога жары, поскольку следует ожидать, что при увели-

чений статистической мощности выборки смертности (т.е. численности населения и периода исследования) этот порог должен стремиться к ММТ, поскольку неопределенность оценки этой величины уменьшается. Следует отметить, что в нашем исследовании пороги жары для некоторых показателей не сильно отличаются от ММТ, что свидетельствует о достаточно высоком качестве модели смертности. Так, минимальная разница между ММТ и пороговым значением жары составляет всего  $0.4^{\circ}\text{C}$  (болезни системы кровообращения среди женщин старше 65 лет), максимальная –  $3.8^{\circ}\text{C}$  (ИБС среди мужчин в возрасте 30-64 лет).



**Рисунок 2.** Зависимость смертности от температуры: 30-дневный кумулятивный относительный риск ( $RR$ ) в зависимости от среднесуточной температуры воздуха ( $T_{cc}$ ) для показателя смертности женщин старше 65 лет от всех естественных причин  
*Серым цветом показаны 95% ДИ  $RR$ ; пунктирными линиями показаны 95% ДИ ММТ*



**Рисунок 3.** Зависимость смертности от температуры: 30-дневный кумулятивный относительный риск ( $RR$ ) в зависимости от среднесуточной температуры воздуха ( $T_{cc}$ ) для показателя смертности мужчин в возрасте 30-64 года от болезней системы кровообращения  
*Серым цветом показаны 95% ДИ  $RR$ ; пунктирными линиями показаны 95% ДИ ММТ*

При анализе ММТ как процентиля многолетнего распределения среднесуточных температур в Ростове-на-Дону за период с апреля по сентябрь с 1999 по 2011 гг. обнаружено, что для мужчин этот показатель находится в диапазоне 86-92%, а для женщин в диапазоне 86-94%. Для сравнения укажем, что средняя температура июля в Ростове-на-Дону за все время наблюдений с 1881 г. составляет +23.4°C, а за последние 10 лет была равна +25.4°C.

**Таблица 5.** Точки минимума зависимости смертности от температуры (ММТ и процентиля, °С) и пороговые значения среднесуточной температуры воздуха (°С) для возникновения риска дополнительной смертности населения при наступлении жаркой погоды

Причина смерти	ММТ	ММТ (%)	«порог жары»	ММТ	ММТ (%)	«порог жары»
	<i>Женщины, 30-64 года</i>			<i>Мужчины, 30-64 года</i>		
Ишемическая болезнь сердца	25.5	94	не определен	23.6	88	27.4
Цереброваскулярные болезни	24.3	90	не определен	23.6	88	24.7
Болезни системы кровообращения	24.8	92	не определен	23.8	89	25.3
Все естественные причины	25.3	93	не определен	22.7	86	23.8
	<i>Женщины старше 65 лет</i>			<i>Мужчины старше 65 лет</i>		
Ишемическая болезнь сердца	23.8	89	24.5	25.0	92	26.7
Цереброваскулярные болезни	22.7	86	23.2	22.9	86	23.7
Болезни системы кровообращения	23.1	87	23.5	23.6	88	24.2
Все естественные причины	22.8	86	23.3	23.5	88	24.1

После линеаризации U-образной зависимости смертности от температуры в интервале от ММТ до  $T_{97.5\%}$ , были получены значения процентного прироста смертности на 1°C в Ростове-на-Дону для тех причин смерти, для которых относительные риски  $T_{cc}$  в табл. 4 статистически значимы (см. табл. 6).

**Таблица 6.** Относительный прирост смертности (в процентах) в расчете на 1°C в среднем для интервала от ММТ до  $T_{97.5\%}$

Причины смерти	Женщины, 30-64 года	Мужчины, 30-64 года
Ишемическая болезнь сердца	Не определен	6.1
Цереброваскулярные болезни	Не определен	15.0
Болезни системы кровообращения	Не определен	6.4
Все естественные причины	Не определен	6.2
	<i>Женщины старше 65 лет</i>	<i>Мужчины старше 65 лет</i>
Ишемическая болезнь сердца	9.8	5.3
Цереброваскулярные болезни	17.3	13.6
Болезни системы кровообращения	13.1	8.0
Все естественные причины	10.4	6.6

Сравнивая пороговые значения температуры по отдельным причинам смерти между мужчинами и женщинами в возрасте старше 65 лет, можно

отметить, что значимой разницы между ними нет, однако в среднем для мужчин они на 1°C выше. Наибольшая разница наблюдается по причине смерти от ЦВБ (2.2°C), а наименьшая – от ИБС (0.5°C).

Наиболее чувствительным к воздействию высоких летних температур является показатель смертности от ЦВБ среди женщин старше 65 лет. При увеличении среднесуточной температуры на каждый градус выше ММТ смертность возрастает на 17.3%. Заметен более высокий прирост смертности среди женщин старше 65 лет по сравнению с мужчинами этой же возрастной группы. Среди мужчин показатель прироста смертности значительно варьирует: от 6% для болезней системы кровообращения, в том числе ИБС, всех естественных причин, до 15% для ЦВБ среди мужчин 30-64 лет. Согласно выявленному приросту смертности, ЦВБ как среди мужчин, так и среди женщин можно отнести к наиболее остро реагирующему на повышение температуры воздуха показателю смертности.

## Дискуссия

Настоящее исследование показало, что среднесуточная температура наиболее тесно связана со смертностью и может быть использована в качестве достоверного предиктора. Несколько меньшей предсказательной способностью отличаются максимальные суточные температуры. В данном эксперименте температура воздуха (соответствующая стандартным измерениям на высоте 2 м над поверхностью земли) была теснее связана со смертностью, чем биоклиматический индекс *PET*, но в нашем предыдущем исследовании, проведенном также в Ростове-на-Дону и на данных за тот же период, был получен противоположный результат (Шартова и др., 2018). Причина этого в различиях как в задачах исследований, так и в примененных моделях и критериях для выбора наилучшего предиктора. В предыдущем исследовании мы вычисляли относительные риски смертности во время дискретных погодных явлений – волн жары, а не плавные зависимости смертности от температуры. Использование различных биоклиматических индексов для определения волн жары в одном и том же городе приводит к большим различиям в ансамблях идентифицированных волн, выявляются различные последовательности дней непрерывного температурного стресса. Поэтому и риски смертности волн жары будут отличаться друг от друга. Поиск наилучшего биоклиматического предиктора смертности до сих пор остается актуальным вопросом. Во многом это зависит от изучаемой причины смерти, возрастной группы и других особенностей (Vicedo-Cabrera et al., 2016; Yang et al., 2016; Di Napoli et al., 2018).

В ходе исследования было подтверждено, что старшая возрастная группа (65+) является наиболее чувствительной к повышению температуры воздуха. Это подтверждает полученные ранее результаты для г. Ростов-на-Дону (Ревич и др., 2015). Определено, что в данной возрастной группе чувствительность женщин к воздействию данного фактора выше, чем мужчин. Этот результат согласуется с результатами других ранее проведенных исследований. Во время волны жары в Белграде в 2007 г. смертность среди женщин увеличи-

---

лась почти в два раза (Bogdanović et al., 2013). В особенности это касалось таких причин смерти как диабет, болезни почек, болезни нервной и пищеварительной системы. На примере Брисбена (Австралия), где население постоянно проживает в условиях воздействия высоких температур окружающей среды, кроме явной тенденции усиления негативного воздействия температурного фактора с возрастом, было установлено, что среди женщин данный эффект проявляется в 20 раз сильнее, чем среди мужчин (Yu et al., 2010). Несомненно, этот факт следует учитывать при разработке различных профилактических мероприятий.

Говоря о пороговых температурах, следует отметить, что во многих исследованиях пороги жары определены для максимальной суточной температуры. Так, для городов центральной Испании повышенная смертность наблюдалась при значениях  $T_{\text{макс}}$  выше  $37^{\circ}\text{C}$  (Miron et al., 2015), а в Мадриде выше  $36.5^{\circ}\text{C}$  (Linaresa, Diaz, 2008). В Сарагосе статистически значимое увеличение смертности было отмечено при максимальной суточной температуре выше  $38^{\circ}\text{C}$  (Roldán et al., 2014). Для четырех городов Китая (Харбин, Нанкин, Шэньчжэнь, Чунцин) расположенных в различных климатических условиях, пороги были определены для максимальной суточной температуры как  $29^{\circ}\text{C}$ ,  $35^{\circ}\text{C}$ ,  $33^{\circ}\text{C}$  and  $34^{\circ}\text{C}$  (Li et al., 2014). Тем не менее, наше исследование показало, что среднесуточная температура теснее связана со смертностью, чем максимальная суточная. В подавляющем большинстве международных исследований также отдается предпочтение среднесуточной температуре в качестве меры теплового стресса.

В некоторых случаях пороговые значения определяются и для биоклиматических индексов. Интересен пример определения пороговых значений биоклиматического индекса *PET* для климатически различных регионов Хорватии. Показано, что пороговые значения выше в континентальной части, чем на побережье, из-за освежающего влияния моря в течение дня. В начале теплого сезона повышенная смертность происходит при более низкой температуре по сравнению с более поздним летом, и разница между августом и апрелем составляет до  $15^{\circ}\text{C}$  (Zaninović, Matzarakis, 2014). Для Лиссабона и Порту (Португалия) пороговые значения для биоклиматического индекса «эффективная температура» (apparent temperature) составили  $30.4^{\circ}\text{C}$  и  $26.3^{\circ}\text{C}$ , соответственно. Прирост смертности от всех причин составил 7.13% в Лиссабоне и 4.31% в Порту на каждый градус прироста эффективной температуры выше указанных пороговых значений. Для максимальной суточной температуры порог был определен ниже, чем для биоклиматического индекса –  $29.3^{\circ}\text{C}$  (Лиссабон) и  $25.0^{\circ}\text{C}$  (Порту). Относительные приросты смертности составили соответственно 5.6% (Лиссабон) и 3% (Порту) на каждый градус прироста  $T_{\text{макс}}$  выше пороговой (Almeida et al., 2013).

При использовании показателя среднесуточной температуры пороговые значения, естественно, будут ниже. Так, для Брисбена (Австралия) указан порог в  $28^{\circ}\text{C}$  (Qiao et al., 2015). Для Лондона было определено увеличение смертности при достаточно низком пороговом значении среднесуточной температуры –  $19^{\circ}\text{C}$  (Hajat et al., 2002). Для города Цзинань (Китай), находя-

щегося в переходной зоне от влажного субтропического климата к континентальному и имеющего ярко выраженные четыре сезона года, проведено сравнение пороговых значений максимальной суточной, средней и минимальной температуры. Пороги составили, соответственно, 32 / 28 / 24°C. При увеличении температур на каждый градус выше этих пороговых значений смертность от сердечно-сосудистых заболеваний увеличивалась на 2.8 / 5.3 / 4.8% соответственно. При этом вновь наиболее уязвимыми были люди старше 65 лет, в особенности, женщины (Nap et al., 2017). Для среднесуточной, максимальной и минимальной температур во время аномально жаркой погоды в Кишиневе в 2007 г. пороговые значения для повышенной смертности были оценены как 25, 31 и 19°C (Corobov et al., 2012). Разброс пороговых температур для Ростова-на-Дону от 23.2°C до 27.4°C, с учетом его географического положения не противоречит представленным выше мировым результатам.

В целом, более высокий тепловой порог отмечается в городах с более жарким летом, что отражает адаптацию населения (McMichael et al., 2008). Температурные пороги смертности будут зависеть от выбранного биоклиматического индекса, а также от исследуемого показателя здоровья в разбивке по полу, возрасту и причине смерти человека.

В ряде случаев принятые на государственном или региональном уровне температурные пороги жары могут не в полной мере соответствовать реальной ситуации. Так, на примере исследования в Новой Англии (США) для индекса жары (Heat Index) было показано несоответствие порогового значения, после которого отмечались неблагоприятные последствия для здоровья населения, и того порогового значения, которое было заложено в систему профилактических мероприятий. Повышенный уровень смертности и увеличение количества обращений в медицинские учреждения отмечались уже после значения индекса в 35°C, тогда как существующие меры предупреждения негативных последствий для здоровья населения начинали действовать в регионе лишь при 37.8°C (Wellenius et al., 2017). С практической точки зрения для Ростова-на-Дону наибольший интерес представляет минимальный порог жары в 23.2°C, поскольку можно предположить, что уже при достижении такой среднесуточной температуры будут наблюдаться статистически достоверные неблагоприятные эффекты для здоровья.

## **Заключение**

В данной работе впервые в Российской Федерации оценены «пороги жары» методом анализа неопределенностей модельной зависимости смертности от температуры воздуха. В более ранних работах (Ревич и др., 2015а,б) за «пороги жары» принимались заданные наперед процентиля распределения среднесуточных температур, и затем для выбранных порогов были получены статистически-достоверные оценки обусловленных данными температурами рисков смертности. Можно сказать, что такие пороги были «экзогенными» по отношению к модели смертности. Теперь же пороги определяются «эндо-

---

генно», то есть из самой модели. Естественно, эти пороги в ряде случаев оказались более низкими, чем ранее установленные.

Статистически достоверные неблагоприятные эффекты для здоровья населения в Ростове-на-Дону могут наблюдаться при достижении среднесуточной температуры 23.2°C. Согласно выявленному приросту смертности болезни cerebrovasкулярной системы как среди мужчин, так и среди женщин можно отнести к наиболее остро реагирующему на повышение температуры воздуха показателю смертности.

Рассчитанный относительный риск показал значительную неоднородность в отклике смертности населения на температурный фактор в зависимости от пола, возраста и причины смерти. Наиболее достоверный риск смертности наблюдается для возрастной категории старше 65 лет по естественным причинам смерти среди женщин. Таким образом, данный вывод подтверждает, что старшая возрастная группа является наиболее чувствительной к повышению температуры воздуха.

Можно говорить и о половых различиях в чувствительности населения к жаркой погоде. Так, мужчины чувствительны к температурному фактору в средней и старшей возрастных группах, в то время как женщины – только в старшей.

Важным результатом данной работы стало сравнение предсказательной способности различных метрик температурного воздействия: среднесуточных и максимальных суточных значений температуры воздуха и физиологически эквивалентной температуры (*PET*). Было показано, что в летний период среднесуточная температура наиболее тесно связана со смертностью. Несколько меньшей предсказательной способностью отличаются максимальные суточные температуры. Биоклиматический индекс *PET* оказался наиболее слабым предиктором. Однако для обоснования выбора оптимального предиктора необходимо проведение дополнительных исследований. В частности, нами было показано, что в исследовании влияния волн жары на смертность и в исследовании зависимости смертности от температуры могут быть выявлены отличные друг от друга предикторы, проявившие наилучшую предсказательную способность. Это следует учитывать при составлении рекомендаций по снижению негативного воздействия жары на состояние здоровья населения.

### **Благодарности**

*Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-00-00600 (18-00-00596). Авторы благодарны сотрудникам Института демографии Высшей школы экономики кандидатам экон. наук Т. Л. Харьковской и Е.А. Кваша за подготовку данных по смертности населения.*

### **Список литературы**

Ревич Б.А., Шапошников Д.А., Семутникова Е.Г. 2008. Климатические условия и качество атмосферного воздуха как факторы риска смертности

населения Москвы в 2000-2006 гг. – Медицина труда и промышленная экология, № 7, с. 29-35.

Ревич Б.А., Шапошников Д.А., Авалиани С.Л., Рубинштейн К.Г., Емелина С.В., Ширяев М.В., Семутникова Е.Г., Захарова П.В., Кислова О.В. 2015а. Опасность для здоровья населения Москвы высокой температуры и загрязнения атмосферного воздуха во время аномальных погодных явлений. – Гигиена и санитария, № 1, с. 36-40.

Ревич Б.А., Шапошников Д.А., Подольная М.Л., Харькова Т.Л., Кваша Е.П. 2015б. Волны жары в южных городах европейской части России как фактор риска преждевременной смертности населения. – Проблемы прогнозирования, № 2, с. 56-67.

Тасейко О.В., Черных Д.А. 2018. Оценка риска повышения смертности от температурных волн для населения города Красноярск. – Экология человека, № 2, с. 3-8.

Техническое резюме. 2013. – В кн.: Изменение климата, 2013 г.: Физическая научная основа. Вклад Рабочей группы I в Пятый оценочный доклад Межправительственной группы экспертов по изменению климата /под ред. Т.Ф. Стокер, Д. Цинь, Дж.-К. Платтнер, М. Тигнор, С.К. Аллен, Дж. Бошунг, А. Науэлс, Ю. Ся, В. Бекс и П.М. Мидглей. – Кембридж, Кембридж юниверсити пресс.

Харькова Т.Л., Кваша Е.А. 2014. Смертность от внешних причин в России за полвека. – Демографическое обозрение, № 4, с. 68-95.

Человек в мегаполисе: Опыт междисциплинарного исследования. 2018. / Под ред. Б. А. Ревича и О. В. Кузнецовой. – М., ЛЕНАНД, 640 с.

Шапошников Д.А., Ревич Б.А. 2018. О некоторых подходах к вычислению рисков температурных волн для здоровья. – Анализ риска здоровью, № 1, с. 22-30.

Шартова Н.В., Шапошников Д.А., Константинов П.И., Ревич Б.А. 2018. Биоклиматический подход к оценке смертности населения во время аномальной жары на примере юга России. – Вестник Московского Университета, Серия 5, География, № 6, с. 47-55.

Экологический вестник Дона «О состоянии окружающей среды и природных ресурсов Ростовской области в 2017 году». 2018. – Министерство природных ресурсов и экологии Ростовской области, Ростов-на-Дону, с. 20-24.

Almeida S., Casimiro E., Analitis A. 2013. Short-term effects of summer temperatures on mortality in Portugal: A time-series analysis. – Journal of Toxicology and Environmental Health - Part A: Current Issues, vol. 76(7), pp. 422-428. doi.org/10.1080/15287394.2013.771550.

Amegah A.K., Rezza G., Jaakkola J.J.K. 2016. Temperature-related morbidity and mortality in Sub-Saharan Africa: A systematic review of the empirical evidence. – Environment International, vol. 91, pp. 133-149. doi: 10.1016/j.envint.2016.02.027.

---

Anderson G.B., Bell M.L., Peng R.D. 2013. Methods to calculate the heat index as an exposure metric in environmental health research. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 121, pp. 1111-1119. doi: 10.1289/ehp.1206273.

Basagaña X., Sartini C., Barrera-Gómez J., Dadvand P., Cunillera J., Ostro B., Sunyer J, Medina-Ramón M. 2011. Heat waves and cause-specific mortality at all ages. – *Epidemiology*, vol. 22(6), pp. 765-772. doi.org/10.1097/EDE.0b013e31823031c5.

Basu R. 2009. High ambient temperature and mortality: A review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. – *Environmental Health: A Global Access Science Source*, vol. 8, p. 40. doi: 10.1186/1476-069X-8-40.

Bogdanović D.Č., Milošević Z.G., Lazarević K.K., Dolićanin Z.Č., Randelović D.M., Bogdanović S.D. 2013. The impact of the July 2007 heat wave on daily mortality in Belgrade, Serbia. – *Central European Journal of Public Health*, vol. 21(3), pp. 140-145.

Corobov R., Sheridan S., Opopol N., Ebi K. 2013. Heat-related mortality in Moldova: The summer of 2007. – *International Journal of Climatology*, vol. 33, pp. 2551-2560. doi.org/10.1002/joc.3610.

Díaz J., Carmona R., Mirón I.J., Ortiz C., León I., Linares C. 2015. Geographical variation in relative risks associated with heat: Update of Spain's Heat Wave Prevention Plan. – *Environment International*, vol. 85, pp. 273-283. doi.org/10.1016/j.envint.2015.09.022.

Filleul L., Cassadou S., Médina S., Fabres P., Lefranc A., Eilstein D., Le Tertre A., Pascal L., Chardon B., Blanchard M., Declercq C., Jusot J.F., Prouvost H., Ledrans M. 2006. The relation between temperature, ozone, and mortality in nine French cities during the heat wave of 2003. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 114, pp. 1344-1347.

Di Napoli C., Pappenberger F., Cloke H.L. 2018. Assessing heat-related health risk in Europe via the Universal Thermal Climate Index (UTCI). – *International Journal of Biometeorology*, vol. 62(7), pp. 1155-1165. doi.org/10.1007/s00484-018-1518-2.

Ferreira Braga A.L., Zanobetti A., Schwartz J. 2001. The time course of weather-related deaths. – *Epidemiology*, vol. 12(6), pp. 662-667. doi.org/10.1097/00001648-200111000-00014.

Gasparrini A., Armstrong B., Kenward M.G. 2010. Distributed lag non-linear models. – *Statistics in Medicine*, vol. 29, pp. 2224-2234. doi: 10.1002/sim.3940.

Gasparrini A. 2011. Distributed lag linear and non-linear models in R: the package dlnm. – *Journal of statistical software*, vol. 43(8), pp. 1-20.

Gasparrini A., Guo Y., Hashizume M., Kinney P.L., Petkova E.P., Lavigne E., Zanobetti A., Schwartz J.D., Tobias A., Leone M., Tong S, Honda Y, Kim H, Armstrong B.G. 2015. Temporal Variation in Heat-Mortality Associations: A Multicountry Study. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 123, pp. 1200-1207. doi: 10.1289/ehp.1409070.

Guo Y., Gasparrini A., Armstrong B.G., Li S., Tawatsupa B., Tobias A., Lavigne E, de Sousa Zanotti Stagliorio Coelho M., Leone M., Pan X., Tong S., Tian L., Kim H., Hashizume M., Honda Y., Guo Y.L., Wu C.F., Punnasiri K., Yi S.M., Michelozzi P., Saldiva P.H., Williams G. 2014. Global variation in the effects of ambient temperature on mortality: A systematic evaluation. – *Epidemiology*, vol. 25(6), pp. 781-789. doi.org/10.1097/EDE.000000000000165.

Hajat S., Kovats R.S., Atkinson R.W., Haines A. 2002. Impact of hot temperatures on death in London: A time series approach. – *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 56(5), pp. 367-372. doi.org/10.1136/jech.56.5.367.

Hajat S., Kovats R.S., Lachowycz K. 2007. Heat-related and cold-related deaths in England and Wales: Who is at risk? – *Occupational and Environmental Medicine*, vol. 64(2), pp. 93-100. doi.org/10.1136/oem.2006.029017.

Han J., Liu S., Zhang J., Zhou L., Fang Q., Zhang J., Zhang Y. 2017. The impact of temperature extremes on mortality: A time-series study in Jinan, China. – *BMJ Open*; 7; e014741. doi:10.1136/bmjopen-2016-014741.

Höppe P. 1984. Die Energiebilanz des Menschen. – *Wiss Mittl Meteorol. Inst. Uni München*, vol. 49, p. 334.

Laaidi M., Laaidi K., Besancenot J.P. 2006. Temperature-related mortality in France, a comparison between regions with different climates from the perspective of global warming. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 51, pp. 145-153.

Lee W., Kim H., Hwang S., Zanobetti A., Schwartz J., Chung Y. 2017. Monte Carlo simulation-based estimation for the minimum mortality temperature in temperature-mortality association study. – *BMC Medical Research Methodology*, vol. 17, p. 137. doi:10.1186/s12874-017-0412-7.

Li Y., Cheng Y., Cui G., Peng C., Xu Y., Wang Y., Liu Y., Liu J., Li C., Wu Z., Bi P., Jin Y. 2014. Association between high temperature and mortality in metropolitan areas of four cities in various climatic zones in China: A time-series study. – *Environmental Health: A Global Access Science Source*, vol. 13(1), p. 65. doi.org/10.1186/1476-069X-13-65.

Linaresa C., Diaz J. 2008. Impact of heat waves on daily mortality in distinct age groups. – *Gaceta Sanitaria*, vol. 22(2), pp. 115-119.

Matzarakis A., Rutz F., Mayer H. 2010. Modelling radiation fluxes in simple and complex environments: Basics of the RayMan model. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 54(2), pp. 131-139. doi.org/10.1007/s00484-009-0261-0.

McMichael A.J., Wilkinson P., Kovats R.S., Pattenden S., Hajat S., Armstrong B.G., Vajanapoom N., Niciu E.M., Mahomed H., Kingkeow C., Kosnik M., O'Neill M.S., Romieu I., Ramirez-Aguilar M., Barreto M.L., Gouveia N., Nikiforov B. 2008. International study of temperature, heat and urban mortality: The "ISOTHURM" project. – *International Journal of Epidemiology*, vol. 37, pp. 1121-1131. doi.org/10.1093/ije/dyn086.

---

---

Miron I.J., Linares C., Montero J.C., Criado-Alvarez J.J., Díaz J. 2015. Changes in cause-specific mortality during heat waves in central Spain, 1975–2008. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 59(9), pp. 1213-1222. doi.org/10.1007/s00484-014-0933-2.

Mora C., Dousset B., Caldwell I.R., Powell F.E., Geronimo, R.C., Bielecki C.R., Counsell C.W.W., Dietrich B.S., Johnston E.T., Louis L.V., Lucas M.P., McKenzie M.M., Shea A.G., Tseng H., Giambelluca T.W., Leon L.R., Hawkins E., Trauernicht C. 2017. Global risk of deadly heat. – *Nature Climate Change*, vol. 7, pp. 501-506. doi.org/10.1038/nclimate3322.

Orru H., Åström D.O. 2017. Increases in external cause mortality due to high and low temperatures: evidence from northeastern Europe. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 61(5), pp. 963-966. doi.org/10.1007/s00484-016-1270-4.

Qiao Z., Guo Y., Yu W., Tong S. 2015. Assessment of short- and long-term mortality displacement in heat-related deaths in Brisbane, Australia, 1996–2004. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 123(8), pp. 766-772. doi.org/10.1289/ehp.1307606.

Revich B., Shaposhnikov D. 2008. Temperature-induced excess mortality in Moscow, Russian. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 52 (5), pp. 367-374. doi: 10.1007/s00484-007-0131-6.

Robine J. M., Michel J.P., Herrmann F.R. 2012. Excess male mortality and age-specific mortality trajectories under different mortality conditions: A lesson from the heat wave of summer 2003. – *Mechanisms of Ageing and Development*, vol. 133(6), pp. 378-386. doi.org/10.1016/j.mad.2012.04.004.

Roldán E., Gómez M., Pino M.R., Díaz J. 2015. The impact of extremely high temperatures on mortality and mortality cost. – *International Journal of Environmental Health Research*, vol. 25(3), pp. 277-287. doi.org/10.1080/09603123.2014.938028.

Shaposhnikov D., Revich B., Bellander T., Bedada G.B., Bottai M., Kharkova T., Kvasha E., Lezina E., Lind T., Semutnikova E., Pershagen G. 2014. Mortality Related to Air Pollution with the Moscow Heat Wave and Wildfire of 2010. – *Epidemiology*, vol. 25 (3), pp. 359-364. doi.org/10.1097/EDE.0000000000000090.

Tobías A., Armstrong B.G., Gasparrini A. 2017. Investigating Uncertainty in the Minimum Mortality Temperature: Methods and Application to 52 Spanish Cities. – *Epidemiology*, vol. 28, pp. 72-76.

Vicedo-Cabrera A.M., Forsberg B., Tobias A., Zanobetti A., Schwartz J., Armstrong B.G., Gasparrini A. 2016. Associations of Inter- and Intraday Temperature Change with Mortality. – *American Journal of Epidemiology*, vol. 183(4), pp. 286-293. doi.org/10.1093/aje/kwv205.

Wellenius G.A., Eliot M.N., Bush K.F., Holt D., Lincoln R.A., Smith A.E., Gold J. 2017. Heat-related morbidity and mortality in New England: Evidence for local policy. – *Environmental Research*, vol. 156, pp. 845-853. doi.org/10.1016/j.envres.2017.02.005.

---

Yang J., Yin P., Zhou M., Ou C.Q., Li M., Li J., Liu X., Gao J., Liu Y., Qin R., Xu L., Huang C., Liu Q. 2016. The burden of stroke mortality attributable to cold and hot ambient temperatures: Epidemiological evidence from China. – Environment International, vol. 92-93, pp. 232-238. doi.org/10.1016/j.envint.2016.04.001.

Yu W., Vaneckova P., Mengersen K., Pan X., Tong S. 2010. Is the association between temperature and mortality modified by age, gender and socio-economic status? – Science of the Total Environment, vol. 408(17), pp. 3513-3518. doi.org/10.1016/j.scitotenv.2010.04.058.

Zaninović K., Matzarakis A. 2014. Impact of heat waves on mortality in Croatia. – International Journal of Biometeorology, vol. 58(6), pp. 1135-1145. doi.org/10.1007/s00484-013-0706-3.

Zanobetti A., Schwartz J., Samoli E., Gryparis A., Touloumi G., Atkinson R., Le Tertre A., Bobros J., Celko M., Goren A., Forsberg B., Michelozzi P., Rabczenko D., Aranguiz Ruiz E., Katsouyanni K. 2002. The temporal pattern of mortality responses to air pollution: A multicity assessment of mortality displacement. – Epidemiology, vol. 13(1), pp. 87-93. doi.org/10.1097/00001648-200201000-00014.

*Статья поступила в редакцию: 20.02.2019 г.*

*После переработки: 13.03.2019 г.*

---

# AIR TEMPERATURE AND MORTALITY: HEAT THRESHOLDS AND POPULATION VULNERABILITY STUDY IN ROSTOV-ON-DON

N.V. Shartova <sup>1)</sup> \*, D.A. Shaposhnikov <sup>2)</sup>, P.I. Konstantinov <sup>1)</sup>, B.A. Revich <sup>2)</sup>

<sup>1)</sup> Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography,  
1, Leninskie Gory, 119991, Moscow, Russian Federation; \*shartova@yandex.ru

<sup>2)</sup> The Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences,  
47, Nakhimovskiy aveny, 117418, Moscow, Russian Federation

**Abstract.** Due to the changing climate, the periods of extremely hot weather (heat waves) have become more frequent and more pronounced. The choice of suitable bioclimatic indicators and estimation of threshold temperatures which could be used in the heat warning systems have become the important area of research. Statistical methods were applied to the data from Rostov-on-Don to compare the relative powers of daily temperature and several bioclimatic indices as the predictors of mortality during the warm season, and to estimate the respective heat thresholds. The data on daily mortality from natural and external causes for 1999-2011 were used. Daily mean and maximum values of air temperature and physiologically equivalent temperature were tested as the alternative predictors of daily mortality rates. The calculated increments of mortality during the hot summer days showed that the patients with cerebrovascular diseases are at the greatest risk, both among males and females. Mean daily temperature was the strongest predictor of summer mortality. Statistically significant negative health effects were observed in Rostov-on-Don when the mean daily temperature reached the threshold of 23.2°C. Daily maximum temperatures had less predictive power. The bioclimatic index of physiologically equivalent temperature was the weakest predictor. This result should be taken in account during development of recommendations for assessment of negative health consequences of summer heat.

**Keywords.** Bioclimatic indices, physiologically equivalent temperature, air temperature, mortality, heat thresholds, age and gender vulnerability, Rostov-on-Don

## References

Revich B.A., Shaposhnikov D.A., Semutnikova E.G. 2008. Klimaticheskie usloviya i kachestvo atmosfernogo vozduha kak faktory riska smertnosti naseleniya Moskvy v 2000-2006 gg. [Climate conditions and ambient air quality as risk factors for mortality in Moscow]. *Medicina truda i promyshlennaya ekologiya – Occupational Health and Industrial Ecology*, no. 7, pp. 29-35.

Revich B.A., Shaposhnikov D.A., Avaliani S.L. Rubinshtejn K.G., Emelina S.V., Shiryayev M.V., Semutnikova E.G., Zaharova P.V., Kislova O.V. 2015a. Opasnost' dlya zdorov'ya naseleniya Moskvy vysokoj temperatury i zagryazneniya atmosfernogo vozduha vo vremya anomal'nyh pogodnyh yavlenij [Hazard

---

assessment of the impact of high temperature and air pollution on public health in Moscow]. *Gigiiena i sanitariya – Hygiene and Sanitary*, no. 1, pp. 36-40.

Revich B.A., Shaposhnikov D.A., Podol'naya M.L., Har'kova T.L., Kvasha E.P. 2015b. Volny zhary v yuzhnyh gorodah evropejskoj chasti Rossii kak faktor riska prezhddevremennoj smertnosti naseleniya [Heat waves in the southern cities of the European part of Russia as a risk factor for premature mortality]. *Problemy prognozirovaniya – Problems of Forecasting*, no. 2, pp. 56-67.

Tasejko O.V., Chernyh D.A. 2018. Ocenka riska povysheniya smertnosti ot temperaturnyh voln dlya naseleniya goroda Krasnoyarsk [Assessment of the risk of increased mortality from temperature waves for the population of the city of Krasnoyarsk]. *Ekologiya cheloveka – Human Ecology*, no. 2, pp. 3-8.

Tekhnicheskoe rezyume [Technical summary]. 2013. V kn.: *Izmenenie klimata. Fizicheskaya nauchnaya osnova. Vklad Rabochej gruppy I v Pyatyj ocenochnyj doklad Mezhpriavitel'stvennoj gruppy ekspertov po izmeneniyu klimata* [Climate change. Physical Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate]. Kembridzh, Kembridzh yuniversiti press.

Har'kova T.L., Kvasha E.A. 2014. Smertnost' ot vneshnih prichin v Rossii za polveka [Mortality from external causes in Russia for half a century]. *Demograficheskoe obozrenie – Demographic Review*, no. 4, pp. 68-95.

*Chelovek v megapolise: Opyt mezhdisciplinarnogo issledovaniya* [The Man in the City: The Experience of Interdisciplinary Research]. 2018. Moscow, LENAND, 640 p.

Shaposhnikov D.A., Revich B.A. 2018. O nekotoryh podhodah k vychisleniyu riskov temperaturnyh voln dlya zdorov'ya [On some Approaches to Calculation of Health Risks Caused by Temperature Waves]. *Analiz riska zdorov'yu – Health Risk Analysis*, no. 1, pp. 22-30.

Shartova N.V., Shaposhnikov D.A., Konstantinov P.I., Revich B.A. 2018. Bioklimaticheskij podhod k ocenke smertnosti naseleniya vo vremya anomal'noj zhary na primere yuga Rossii [Bioclimatic Approach to Mortality Assessment During Heat Waves: the Example of the South of Russia]. *Vestnik Moskovskogo Universiteta. Seriya 5. Geografiya – Bulletin of Moscow University, Series 5, Geography*, no. 6, pp. 47-55.

*Ekologicheskij vestnik Dona «O sostoyanii okruzhayushchey sredy i prirodnykh resursov Rostovskoy oblasti v 2017 godu»* [Ecological Bulletin of the Don “On the state of the environment and natural resources of the Rostov region in 2017”]. 2018. Rostov-on-Don, pp. 20-24.

Almeida S., Casimiro E., Analitis A. 2013. Short-term effects of summer temperatures on mortality in Portugal: A time-series analysis. – *Journal of Toxicology and Environmental Health - Part A: Current Issues*, vol. 76(7), pp. 422-428. doi.org/10.1080/15287394.2013.771550.

---

Amegah A.K., Rezza G., Jaakkola J.J.K. 2016. Temperature-related morbidity and mortality in Sub-Saharan Africa: A systematic review of the empirical evidence. – *Environment International*, vol. 91, pp. 133-149. doi: 10.1016/j.envint.2016.02.027.

Anderson G.B., Bell M.L., Peng R.D. 2013. Methods to calculate the heat index as an exposure metric in environmental health research. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 121, pp. 1111-1119. doi: 10.1289/ehp.1206273.

Basagaña X., Sartini C., Barrera-Gómez J., Dadvand P., Cunillera J., Ostro B., Sunyer J, Medina-Ramón M. 2011. Heat waves and cause-specific mortality at all ages. – *Epidemiology*, vol. 22(6), pp. 765-772. doi.org/10.1097/EDE.0b013e31823031c5.

Basu R. 2009. High ambient temperature and mortality: A review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. – *Environmental Health: A Global Access Science Source*, vol. 8, p. 40. doi: 10.1186/1476-069X-8-40.

Bogdanović D.Ć., Milošević Z.G., Lazarević K.K., Dolićanin Z.Ć., Randelović D.M., Bogdanović S.D. 2013. The impact of the July 2007 heat wave on daily mortality in Belgrade, Serbia. – *Central European Journal of Public Health*, vol. 21(3), pp. 140-145.

Corobov R., Sheridan S., Opopol N., Ebi K. 2013. Heat-related mortality in Moldova: The summer of 2007. – *International Journal of Climatology*, vol. 33, pp. 2551-2560. doi.org/10.1002/joc.3610.

Díaz J., Carmona R., Mirón I.J., Ortiz C., León I., Linares C. 2015. Geographical variation in relative risks associated with heat: Update of Spain's Heat Wave Prevention Plan. – *Environment International*, vol. 85, pp. 273-283. doi.org/10.1016/j.envint.2015.09.022.

Filleul L., Cassadou S., Médina S., Fabres P., Lefranc A., Eilstein D., Le Tertre A., Pascal L., Chardon B., Blanchard M., Declercq C., Jusot J.F., Prouvost H., Ledrans M. 2006. The relation between temperature, ozone, and mortality in nine French cities during the heat wave of 2003. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 114, pp. 1344-1347.

Di Napoli C., Pappenberger F., Cloke H.L. 2018. Assessing heat-related health risk in Europe via the Universal Thermal Climate Index (UTCI). – *International Journal of Biometeorology*, vol. 62(7), pp. 1155-1165. doi.org/10.1007/s00484-018-1518-2.

Ferreira Braga A.L., Zanobetti A., Schwartz J. 2001. The time course of weather-related deaths. – *Epidemiology*, vol. 12(6), pp. 662-667. doi.org/10.1097/00001648-200111000-00014.

Gasparrini A., Armstrong B., Kenward M.G. 2010. Distributed lag non-linear models. – *Statistics in Medicine*, vol. 29, pp. 2224-2234. doi: 10.1002/sim.3940.

Gasparrini A. 2011. Distributed lag linear and non-linear models in R: the package *dlnm*. – *Journal of statistical software*, vol. 43(8), pp. 1-20.

Gasparrini A., Guo Y., Hashizume M., Kinney P.L., Petkova E.P., Lavigne E., Zanobetti A., Schwartz J.D., Tobias A., Leone M., Tong S, Honda Y, Kim H, Armstrong B.G. 2015. Temporal Variation in Heat-Mortality Associations: A Multicountry Study. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 123, pp. 1200-1207. doi: 10.1289/ehp.1409070.

Guo Y., Gasparrini A., Armstrong B.G., Li S., Tawatsupa B., Tobias A., Lavigne E, de Sousa Zanotti Stagliorio Coelho M., Leone M., Pan X., Tong S., Tian L., Kim H., Hashizume M., Honda Y., Guo Y.L., Wu C.F., Punnasiri K., Yi S.M., Michelozzi P., Saldiva P.H., Williams G. 2014. Global variation in the effects of ambient temperature on mortality: A systematic evaluation. – *Epidemiology*, vol. 25(6), pp. 781-789. doi.org/10.1097/EDE.000000000000165.

Hajat S., Kovats R.S., Atkinson R.W., Haines A. 2002. Impact of hot temperatures on death in London: A time series approach. – *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 56(5), pp. 367-372. doi.org/10.1136/jech.56.5.367.

Hajat S., Kovats R.S., Lachowycz K. 2007. Heat-related and cold-related deaths in England and Wales: Who is at risk? – *Occupational and Environmental Medicine*, vol. 64(2), pp. 93-100. doi.org/10.1136/oem.2006.029017.

Han J., Liu S., Zhang J., Zhou L., Fang Q., Zhang J., Zhang Y. 2017. The impact of temperature extremes on mortality: A time-series study in Jinan, China. – *BMJ Open*; 7; e014741. doi:10.1136/bmjopen-2016-014741.

Höppe P. 1984. Die Energiebilanz des Menschen. – *Wiss Mittl Meteorol. Inst. Uni München*, vol. 49, p. 334.

Laaidi M., Laaidi K., Besancenot J.P. 2006. Temperature-related mortality in France, a comparison between regions with different climates from the perspective of global warming. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 51, pp. 145-153.

Lee W., Kim H., Hwang S., Zanobetti A., Schwartz J., Chung Y. 2017. Monte Carlo simulation-based estimation for the minimum mortality temperature in temperature-mortality association study. – *BMC Medical Research Methodology*, vol. 17, p. 137. doi:10.1186/s12874-017-0412-7.

Li Y., Cheng Y., Cui G., Peng C., Xu Y., Wang Y., Liu Y., Liu J., Li C., Wu Z., Bi P., Jin Y. 2014. Association between high temperature and mortality in metropolitan areas of four cities in various climatic zones in China: A time-series study. – *Environmental Health: A Global Access Science Source*, vol. 13(1), p. 65. doi.org/10.1186/1476-069X-13-65.

Linaresa C., Diaz J. 2008. Impact of heat waves on daily mortality in distinct age groups. – *Gaceta Sanitaria*, vol. 22(2), pp. 115-119.

Matzarakis A., Rutz F., Mayer H. 2010. Modelling radiation fluxes in simple and complex environments: Basics of the RayMan model. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 54(2), pp. 131-139. doi.org/10.1007/s00484-009-0261-0.

---

McMichael A.J., Wilkinson P., Kovats R.S., Pattenden S., Hajat S., Armstrong B.G., Vajanapoom N., Niciu E.M., Mahomed H., Kingkeow C., Kosnik M., O'Neill M.S., Romieu I., Ramirez-Aguilar M., Barreto M.L., Gouveia N., Nikiforov B. 2008. International study of temperature, heat and urban mortality: The "ISOTHURM" project. – *International Journal of Epidemiology*, vol. 37, pp. 1121-1131. doi.org/10.1093/ije/dyn086.

Miron I.J., Linares C., Montero J.C., Criado-Alvarez J.J., Díaz J. 2015. Changes in cause-specific mortality during heat waves in central Spain, 1975–2008. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 59(9), pp. 1213-1222. doi.org/10.1007/s00484-014-0933-2.

Mora C., Dousset B., Caldwell I.R., Powell F.E., Geronimo, R.C., Bielecki C.R., Counsell C.W.W., Dietrich B.S., Johnston E.T., Louis L.V., Lucas M.P., McKenzie M.M., Shea A.G., Tseng H., Giambelluca T.W., Leon L.R., Hawkins E., Trauernicht C. 2017. Global risk of deadly heat. – *Nature Climate Change*, vol. 7, pp. 501-506. doi.org/10.1038/nclimate3322.

Orru H., Åström D.O. 2017. Increases in external cause mortality due to high and low temperatures: evidence from northeastern Europe. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 61(5), pp. 963-966. doi.org/10.1007/s00484-016-1270-4.

Qiao Z., Guo Y., Yu W., Tong S. 2015. Assessment of short- and long-term mortality displacement in heat related deaths in Brisbane, Australia, 1996–2004. – *Environmental Health Perspectives*, vol. 123(8), pp. 766-772. doi.org/10.1289/ehp.1307606.

Revich B., Shaposhnikov D. 2008. Temperature-induced excess mortality in Moscow, Russian. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 52 (5), pp. 367-374. doi: 10.1007/s00484-007-0131-6.

Robine J. M., Michel J.P., Herrmann F.R. 2012. Excess male mortality and age-specific mortality trajectories under different mortality conditions: A lesson from the heat wave of summer 2003. – *Mechanisms of Ageing and Development*, vol. 133(6), pp. 378-386. doi.org/10.1016/j.mad.2012.04.004.

Roldán E., Gómez M., Pino M.R., Díaz J. 2015. The impact of extremely high temperatures on mortality and mortality cost. – *International Journal of Environmental Health Research*, vol. 25(3), pp. 277-287. doi.org/10.1080/09603123.2014.938028.

Shaposhnikov D., Revich B., Bellander T. Bedada G.B., Bottai M., Kharkova T., Kvasha E., Lezina E., Lind T., Semutnikova E., Pershagen G. 2014. Mortality Related to Air Pollution with the Moscow Heat Wave and Wildfire of 2010. – *Epidemiology*, vol. 25 (3), pp. 359-364. doi.org/10.1097/EDE.000000000000090.

Tobías A., Armstrong B.G., Gasparrini A. 2017. Investigating Uncertainty in the Minimum Mortality Temperature: Methods and Application to 52 Spanish Cities. – *Epidemiology*, vol. 28, pp. 72-76.

Vicedo-Cabrera A.M., Forsberg B., Tobias A., Zanobetti A., Schwartz J., Armstrong B.G., Gasparini A. 2016. Associations of Inter- and Intraday Temperature Change with Mortality. – *American Journal of Epidemiology*, vol. 183(4), pp. 286-293. doi.org/10.1093/aje/kwv205.

Wellenius G.A., Eliot M.N., Bush K.F., Holt D., Lincoln R.A., Smith A.E., Gold J. 2017. Heat-related morbidity and mortality in New England: Evidence for local policy. – *Environmental Research*, vol. 156, pp. 845-853. doi.org/10.1016/j.envres.2017.02.005.

Yang J., Yin P., Zhou M., Ou C.Q., Li M., Li J., Liu X., Gao J., Liu Y., Qin R., Xu L., Huang C., Liu Q. 2016. The burden of stroke mortality attributable to cold and hot ambient temperatures: Epidemiological evidence from China. – *Environment International*, vol. 92-93, pp. 232-238. doi.org/10.1016/j.envint.2016.04.001.

Yu W., Vaneckova P., Mengersen K., Pan X., Tong S. 2010. Is the association between temperature and mortality modified by age, gender and socio-economic status? – *Science of the Total Environment*, vol. 408(17), pp. 3513-3518. doi.org/10.1016/j.scitotenv.2010.04.058.

Zaninović K., Matzarakis A. 2014. Impact of heat waves on mortality in Croatia. – *International Journal of Biometeorology*, vol. 58(6), pp. 1135-1145. doi.org/10.1007/s00484-013-0706-3.

Zanobetti A., Schwartz J., Samoli E., Gryparis A., Touloumi G., Atkinson R., Le Tertre A., Bobros J., Celko M., Goren A., Forsberg B., Michelozzi P., Rabczenko D., Aranguiz Ruiz E., Katsouyanni K. 2002. The temporal pattern of mortality responses to air pollution: A multicity assessment of mortality displacement. – *Epidemiology*, vol. 13(1), pp. 87-93. doi.org/10.1097/00001648-200201000-00014.