ISSN 1728-0869 (Print)
ISSN 2949-1444 (Online)

ЭКОЛОГИЯ ЧЕЛОВЕКА

EKOLOGIYA CHELOVEKA (HUMAN ECOLOGY)

Volume 30, Issue 7, 2023

7

Том 30

2023

ЭКО • ВЕКТОР

УЧРЕДИТЕЛИ:

- ФГБОУ ВО «Северный государственный медицинский университет» Минздрава России;
- ООО «Эко-Вектор»

Журнал зарегистрирован Федеральной службой по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций (Роскомнадзор) 20 марта 2020 г. Регистрационный номер ПИ № ФС77-78166

ИЗДАТЕЛЬ:
ООО «Эко-Вектор»
Адрес: 191186, г. Санкт-Петербург, Аптекарский переулок, д. 3, литера А, помещение 1Н
E-mail: info@eco-vector.com
WEB: https://eco-vector.com

РЕДАКЦИЯ:
Адрес: 163069, г. Архангельск, пр. Троицкий, д. 51.
Тел. +7 (818) 220 6563;
E-mail: he-office@eco-vector.com

ИНДЕКСАЦИЯ:
– SCOPUS
– Google Scholar
– Ulrich's Periodicals directory
– ядро РИНЦ
– Russian Science Citation Index
– Norwegian National Center for Research Data
– реферативный журнал и база данных ВИНИТИ
– Global Health
– CAB Abstracts
– ProQuest
– InfoBase Index
– EBSCO Publishing (на платформе EBSCOhost)
– КиберЛенинка

Оригинал-макет подготовлен в издательстве «Эко-Вектор».
Литературный редактор: Н.А. Лебедева
Корректор: Н.А. Лебедева
Вёрстка: О.В. Устинкова
Перевод: А.А. Богачев

Сдано в набор 20.11.2023.
Подписано в печать 03.12.2023.
Формат 60 × 88⅛. Печать офсетная.
Цена свободная.
Печ. л. 11. Уч.-изд. л. 10,23. Усл. печ. л. 6.
Тираж 300 экз.
Отпечатано в ООО «Типография Экспресс B2B» 191180, Санкт-Петербург, наб. реки Фонтанки, д. 104, лит. А, пом. 3Н, оф. 1.
Тел.: +7 (812) 646 33 77

ПОДПИСКА:
https://hum-ecol.ru/1728-0869/about/subscriptions

OPEN ACCESS:
В электронном виде журнал распространяется бесплатно — в режиме немедленного открытого доступа.

ОТДЕЛ РЕКЛАМЫ:
Тел.: +7 (968) 545 78 20
E-mail: adv2@eco-vector.com

Редакция не несёт ответственности за содержание рекламных материалов. Точка зрения авторов может не совпадать с мнением редакции.
К публикации принимаются только статьи, подготовленные в соответствии с правилами для авторов. Направляя статью в редакцию, авторы принимают условия договора публичной оферты. С правилами для авторов и договором публичной оферты можно ознакомиться на сайте: https://hum-ecol.ru

16+

ISSN 1728-0869 (Print)
ISSN 2949-1444 (Online)

ЭКОЛОГИЯ ЧЕЛОВЕКА

Ежемесячный научный рецензируемый журнал

Том 30 • № 7 • 2023

Основным направлением деятельности журнала является публикация результатов научных исследований, посвящённых проблемам экологии человека и имеющих как фундаментальное, так и прикладное значение.

Тематика и специализация журнала включает эколого-физиологические основы жизнедеятельности человека, экологию природных и социальных катастроф, воспроизводство населения и демографические процессы, а также вопросы общественного здоровья и социальной политики.

Журнал ориентирован на широкий круг научной общественности, практических врачей, экологов, биологов, социальных работников, работников сферы образования и др.

В журнале публикуются оригинальные статьи, обзоры и краткие сообщения по всем аспектам экологии человека и общественного здоровья.

Профили, по которым журнал включён в «Перечень ВАК»: 03.00.00. Биологические науки, 03.02.00. Общая биология, 03.03.00. Физиология, 14.00.00. Медицинские науки, 14.01.00. Клиническая медицина, 14.02.00. Профилактическая медицина, 05.00.00. Технические науки, 05.26.00. Безопасность деятельности человека.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Главный редактор — **А. М. Гржибовский** (Архангельск)

Заместители главного редактора:
А. Б. Гудков (Архангельск), **И. Б. Ушаков** (Москва)

Научный редактор — **П. И. Сидоров** (Архангельск)

Международный редактор — **Й. О. Одланд** (Норвегия)

Ответственный секретарь — **В. А. Постоев** (Архангельск)

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:

И. Н. Болотов (Архангельск), Р. В. Бузинов (Архангельск), П. Вейхе (Фарерские острова), М. Гисслер (Финляндия/Швеция), Л. Н. Горбатова (Архангельск), А. В. Грибанов (Архангельск), Р. Джонсон (США), Н. В. Доршакова (Петрозаводск), П. С. Журавлев (Архангельск), Н. В. Зайцева (Пермь), А. Ингве (Швеция), Р. Каледене (Литва), В. А. Карпин (Сургут), П. Магнус (Норвегия), В. И. Макарова (Архангельск), А. Л. Максимов (Магадан), А. О. Марьяндышев (Архангельск), И. Г. Мосягин (Санкт-Петербург), Э. Нибоер (Канада), Г. Г. Онищенко (Москва), К. Пярна (Эстония), А. Раутио (Финляндия), Ю. А. Рахманин (Москва), Г. Роллин (ЮАР), М. Рудге (Бразилия), Й. Руис (Испания), А. Г. Соловьев (Архангельск), Г. А. Софронов (Санкт-Петербург), В. И. Торшин (Москва), Т. Н. Унгуряну (Архангельск), В. П. Чащин (Санкт-Петербург), В. А. Черешнев (Москва), З. Ши (Катар), К. Ю (Китай), К. Янг (Канада)

ЭКО • ВЕКТОР

FOUNDERS:
• Northern State Medical University;
• Eco-Vector

PUBLISHER:
Eco-Vector
Address: 3 liter A, 1H, Aptekarsky pereulok, 191186 Saint Petersburg, Russia
E-mail: info@eco-vector.com
WEB: https://eco-vector.com

EDITORIAL OFFICE:
Address: 51 Troitsky Ave., Arkhangelsk 163000, Russia
E-mail: he-office@eco-vector.com
Phone: +7 (818) 2206563

PUBLICATION ETHICS
Journal's ethic policies are based on:
– ICMJE
– COPE
– ORE
– CSE
– EASE

OPEN ACCESS:
Immediate Open Access is mandatory for all published articles

INDEXATION:
– SCOPUS
– Google Scholar
– Ulrich's Periodicals directory
– Russian Science Citation Index
– Norwegian National Center for Research Data
– Global Health
– CAB Abstracts
– ProQuest
– InfoBase Index

TYPESET:
compleated in Eco-Vector
Copyeditor: N.A. Lebedeva
Proofreader: N.A. Lebedeva
Layout editor: O.V. Ustinkova
Translator: A.A. Bogachev

SUBSCRIPTION:
https://hum-ecol.ru/1728-0869/about/subscriptions

ADVERTISMENT DEPARTMENT:
Phone: +7 (968) 545 78 20
E-mail: adv2@eco-vector.com

The editors are not responsible for the content of advertising materials. The point of view of the authors may not coincide with the opinion of the editors. Only articles prepared in accordance with the guidelines are accepted for publication. By sending the article to the editor, the authors accept the terms of the public offer agreement. The guidelines for authors and the public offer agreement can be found on the website: https://hum-ecol.ru.

Ekologiya cheloveka (Human Ecology).
2023;30(7).

ISSN 1728-0869 (Print)
ISSN 2949-1444 (Online)

EKOLOGIYA CHELOVEKA (HUMAN ECOLOGY)

Monthly peer-reviewed journal

Volume 30 • Issue 7 • 2023

Human Ecology is a peer-reviewed Russian journal with the main focus on research and practice in the fields of human ecology and public health.

The journal publishes original articles, review papers and materials on research methodology.

The primary audience of the journal includes health professionals, environmental specialists, biomedical researchers and post-graduate students.

Although we welcome papers from all over the world special attention is given to manuscripts on Arctic health research.

The mission of the journal is to publish quality-assured research in all fields related to human ecology and to integrate research and researchers from Russian-speaking countries into the international scientific community.

EDITORIAL BOARD:

Editor-in-Chief: **A. M. Grjibovski** (Arkhangelsk)

Deputy Editors-in-Chief:

A. B. Gudkov (Arkhangelsk), **I. B. Ushakov** (Moscow)

Science Editor: **P. I. Sidorov** (Arkhangelsk)

International Editor: **J. Ø. Odland** (Norway)

Executive Secretary: **V. A. Postoev** (Arkhangelsk)

EDITORIAL COUNCIL:

I. N. Bolotov (Arkhangelsk), R. V. Buzinov (Arkhangelsk), P. Weihe (Faroe Islands), M. Gissler (Finland/Sweden), L. N. Gorbatova (Arkhangelsk), A. V. Gribanov (Arkhangelsk), R. Johnson (USA), N. V. Dorshakova (Petrozavodsk), P. S. Zhuravlev (Arkhangelsk), N. V. Zaitseva (Perm), A. Yngve (Sweden), R. Kalediene (Lithuania), V. A. Karpin (Surgut), P. Magnus (Norway), V. I. Makarova (Arkhangelsk), A. L. Maksimov (Magadan), A. O. Maryandyshev (Arkhangelsk), I. G. Mosyagin (Saint Petersburg), E. Nieboer (Canada), G. G. Onishchenko (Moscow), K. Pärna (Estonia), A. Rautio (Finland), Ya. A. Rakhmanin (Moscow), H. Rollin (South Africa), M. Rudge (Brazil), J. Ruiz (Spain), A. G. Soloviev (Arkhangelsk), G. A. Sofronov (Saint Petersburg), V. I. Torshin (Moscow), T. N. Unguryanu (Arkhangelsk), V. P. Chashchin (Saint Petersburg), V. A. Chereshnev (Moscow), Z. Shi (Qatar), C. Yu (China), K. Young (Canada)

ECO • VECTOR

СОДЕРЖАНИЕ

Систематические обзоры

Е.А. Кригер, В.А. Постоев, А.М. Гржибовский
Статистические подходы к оценке избыточной смертности: обзор предметного поля на примере пандемии COVID-19 483

Научные обзоры

Е.Ю. Голубева, А.Г. Соловьев
План Декады здорового старения 2020–2030 Всемирной организации здравоохранения: обзор концепций политики в контексте развития геронтологии 499

Н.А. Митькин, С.Н. Драчев, Е.А. Кригер, В.А. Постоев, А.М. Гржибовский
Расчёт объёма выборки при планировании поперечных исследований. 509

Оригинальные исследования

В.М. Тимирьянова, Р.А. Аскаров, И.А. Лакман, З.Ф. Аскарова
Пространственные факторы смертности населения трудоспособного возраста в Республике Башкортостан 523

Т.В. Табакаева, М.Ю. Щелканов, И.В. Галкина
Обсеменённость почв социально значимых объектов города Владивостока яйцами геогельминтов 539

В.Н. Калаев, В.П. Зуевский, М.С. Нечаева, Н.Н. Ильинских, Е.Н. Ильинских, А.О. Лантушенко, О.С. Корнеева, Т.В. Зуевская, А.В. Ларина, Е.Н. Шипилова, В.А. Гаврилова, Д.Ю. Баранов, И.В. Дегтяр (Скуратовская)
Влияние солнечной активности и географической широты на генетический гомеостаз соматических клеток человека. 551

CONTENTS

Systematic Reviews

E.A. Krieger, V.A. Postoev, A.M. Grjibovski
Statistical approaches for assessing excess mortality during the COVID-19 pandemic: a scoping review 483

Reviews

E.Yu. Golubeva, A.G. Soloviev
The WHO Decade of Healthy Ageing 2020–2030: a policy conception review in the gerontology context 499

N.A. Mitkin, S.N. Drachev, E.A. Krieger, V.A. Postoev, A.M. Grjibovski
Sample size calculation for cross-sectional studies 509

Original Study Articles

V.M. Timiryanova, R.A. Askarov, I.A. Lakman, Z.F. Askarova
Spatial patterns of mortality among the able-bodied population in the Republic of Bashkortostan 523

T.V. Tabakaeva, M.Yu. Shchelkanov, I.V. Galkina
Contamination of soils by geohelminths ova in key social areas of Vladivostok 539

V.N. Kalaev, V.P. Zuevsky, M.S. Nechaeva, N.N. Ilyinskikh, E.N. Ilyinskikh, A.O. Lantushenko, O.S. Korneeva, T.V. Zuevskaya, A.V. Larina, E.N. Shipilova, V.A. Gavrilova, D.Yu. Baranov, I.V. Degtyar (Skuratovskaya)
Effects of solar activity and geographic latitude on genetic homeostasis of human somatic cells 551

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco595937

Статистические подходы к оценке избыточной смертности: обзор предметного поля на примере пандемии COVID-19

Е.А. Кригер[1], В.А. Постоев[1], А.М. Гржибовский[1, 2]

[1] Северный государственный медицинский университет, Архангельск, Российская Федерация;
[2] Северный (Арктический) федеральный университет им. М.В. Ломоносова, Архангельск, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Избыточная смертность определяется как временное увеличение смертности в популяции по сравнению с ожидаемой. Она может быть обусловлена различными природными или техногенными катастрофами. В период пандемии новой коронавирусной инфекции (COVID-19) во всех странах мира наблюдалось увеличение смертности, однако далеко не все летальные случаи были вызваны непосредственно коронавирусной инфекцией. Оценка избыточной смертности во время пандемии, особенно в разрезе основных причин смерти, представляет собой важную задачу общественного здравоохранения. Результаты расчётов, однако, могут сильно различаться в зависимости от используемых методологических подходов к оценке избыточной смертности.

Целью данной работы стал обзор аналитических подходов к количественной оценке избыточной смертности в период пандемии COVID-19. Для исследования были систематически отобраны полнотекстовые публикации на русском и английском языке, опубликованные в 2020–2022 гг., посвящённые оценке избыточной смертности в период пандемии COVID-19. Поиск полнотекстовых англоязычных публикаций проводили в базе данных MEDLINE (www.pubmed.gov), русскоязычных — в базе данных научной электронной библиотеки eLIBRARY.RU (www.elibrary.ru). Из 725 идентифицированных публикаций в обзор включено 83 оригинальных исследования. Наиболее часто используемыми статистическими методами для оценки избыточной смертности были регрессия Пуассона с коррекцией на избыточную дисперсию и ряд адаптивных моделей, основанных на авторегрессии и проинтегрированном скользящем среднем. Выбор модели основывался на длительности имеющегося вариационного ряда, его характеристик и интервала для прогнозирования. Данный обзор может служить отправной точкой для выбора аналитического подхода при анализе избыточной смертности во время пандемии COVID-19 в субъектах Российской Федерации.

Ключевые слова: избыточная смертность; статистика; математическое моделирование; COVID-19.

Как цитировать:
Кригер Е.А., Постоев В.А., Гржибовский А.М. Статистические подходы к оценке избыточной смертности: обзор предметного поля на примере пандемии COVID-19 // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 483–498. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco595937

Рукопись получена: 29.09.2023 **Рукопись одобрена:** 30.10.2023 **Опубликована online:** 08.11.2023

ЭКО • ВЕКТОР

Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco595937

Statistical approaches for assessing excess mortality during the COVID-19 pandemic: a scoping review

Ekaterina A. Krieger[1], Vitaly A. Postoev[2], Andrej M. Grjibovski[1, 2]

[1] Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russian Federation;
[2] Northern (Arctic) Federal University named after M.V. Lomonosov, Arkhangelsk, Russian Federation

ABSTRACT

Excess mortality is a measure of the increase in the number of deaths in a population during a certain time period compared to the expected values. This phenomenon can be triggered by a variety of natural or man-made disasters. Throughout the global COVID-19 pandemic, all countries experienced a rise in mortality rates, although not all deaths were directly caused by the coronavirus infection. Estimation of excess mortality during a pandemic, particularly stratified by the leading causes of death, is an important public health issue. The outcomes of these calculations, however, can vary significantly depending on the methodological approaches employed to estimate excess mortality.

The aim of this study was to provide a systematic review of the analytical methods used by the international research community to quantify excess mortality during the COVID-19 pandemic. Full-text publications in both Russian and English, published between 2020 and 2022, that focused on assessing excess mortality during the COVID-19 were reviewed. The search for English-language publications was conducted in the MEDLINE database (www.pubmed.gov), while Russian-language publications were sourced from the scientific electronic library database eLIBRARY.RU (www.elibrary.ru). Out of the 725 publications initially identified, we included 83 original studies in this review. Among the various statistical methods employed to estimate excess mortality, the most utilized approaches were Poisson regression with correction for overdispersion and a range of adaptive models based on autoregression and integrated moving average. The selection of a specific model depended on factors such as the duration of the existing time series, its characteristics, and the forecasting interval.

This review may serve as a resource for Russian-speaking researchers and analysts seeking guidance on selecting an appropriate analytical approach when examining excess deaths during the COVID-19 pandemic in Russia.

Keywords: excess mortality; statistics; mathematical modeling; COVID-19.

To cite this article:
Krieger EA, Postoev VA, Grjibovski AM. Statistical approaches for assessing excess mortality during the COVID-19 pandemic: a scoping review. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology).* 2023;30(7):483–498. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco595937

Received: 29.09.2023 **Accepted:** 30.10.2023 **Published online:** 08.11.2023

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

В период пандемии новой коронавирусной инфекции (COVID-19) во всех странах мира наблюдалось увеличение смертности. При этом прирост её лишь отчасти был обусловлен непосредственно COVID-19. Увеличение смертности от других причин происходило вследствие снижения объёмов оказания плановой медицинской помощи, несвоевременного обращения за медицинской помощью из-за страха заражения COVID-19 и, как следствие, поздней диагностики ряда состояний [1–3], а также снижения доступности медицинской помощи ввиду большой нагрузки на систему здравоохранения, требующей реструктуризации и перераспределения ресурсов для лечения пациентов с COVID-19. При этом из-за ограничительных мероприятий в период пандемии наблюдалось снижение смертности от других респираторных инфекций [4], а также вследствие травм, несчастных случаев, дорожно-транспортных происшествий [5]. Наиболее объективную оценку как прямого, так и косвенного влияния пандемии COVID-19 на смертность населения даёт показатель избыточной смертности, который можно определить как число (или долю) добавочных смертей за определённый период времени к уровню, спрогнозированному для изучаемого периода с использованием данных о смертности за предыдущий период времени. Следовательно, это количественный статистический показатель, который можно измерить, однако величина избыточной смертности будет варьировать в зависимости от способа расчёта ожидаемых показателей, а также от того, какой разброс будет считаться допустимым в рамках случайной вариации вокруг предсказанных значений. Избыточная смертность может быть обусловлена различными природными (волны жары, волны холода, землетрясения, цунами и пр.) или техногенными катастрофами.

Пандемия COVID-19 была объявлена Всемирной организацией здравоохранения 11 марта 2020 г. Начиная с лета того же года в международной литературе стали появляться публикации об избыточной смертности, уровень которой сильно различался между странами и в зависимости от пола, возраста, этнической принадлежности, социального статуса и прочих характеристик [6]. Географические вариации могли быть обусловлены различиями в восприимчивости и возрастном составе населения разных стран и регионов, плотностью населения, транспортной инфраструктурой, качеством воздуха и т.д. Кроме того, величина избыточной смертности могла быть частично обусловлена различиями в методологических подходах её оценки, что вызывает необходимость систематизировать существующие аналитические подходы и статистические методики.

Целью данной работы является обзор аналитических подходов к количественной оценке избыточной смертности в период пандемии COVID-19.

МЕТОДОЛОГИЯ ПОИСКА ИСТОЧНИКОВ

Систематический поиск, отбор, синтез и представление результатов эмпирических исследований подготовлены в соответствии с рекомендациями PRISMA (Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses). В обзор включали полнотекстовые публикации на русском и английском языке, опубликованные в 2020–2022 гг.,

Рис. 1. Блок-схема отбора публикаций.
Fig. 1. Flow-chart of the article selection procedure.

посвящённые оценке избыточной смертности в период пандемии COVID-19. Поиск полнотекстовых англоязычных публикаций проводили в базе данных MEDLINE (http://www.pubmed.gov) по запросу "excess mortality" AND ("pandemic" OR "COVID-19") на 31.05.2023 г.

Критерии включения — оригинальные исследования, целью которых была оценка избыточной смертности на основании рутинно собираемых статистических данных с подробным описанием применяемых методов статистического анализа и источников информации, использованных при проведении исследования. Критерии исключения — использование методов машинного обучения, недостаточно полное описание применяемых статистических подходов. Отбор статей проводили независимо двумя первыми авторами с последующим обсуждением с третьим автором до достижения консенсуса.

В результате систематического поиска в базе данных MEDLINE идентифицировали 461 статью, после удаления дубликатов (*n*=12) 99 статей были исключены по причине несоответствия цели исследования тематике обзора. После изучения 350 аннотаций отобрали 147 работ для детального анализа, из которых 68 соответствовали критериям включения — они и были включены в обзор. Русскоязычные полнотекстовые журнальные статьи отбирали с использованием научной электронной библиотеки eLIBRARY.RU по поисковому запросу "избыточная смертность, COVID-19". Найдено 264 публикации, из них по результатам анализа аннотаций для дальнейшего изучения было отобрано 43 статьи. Критериям включения в обзор соответствовали 5 из них. Таким образом, данный обзор включает 83 оригинальных исследования, опубликованных на русском и английском языках с начала пандемии до 31.05.2023 г. Блок-схема отбора публикаций представлена на рис. 1.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Основные аналитические подходы к оценке избыточной смертности в применении к пандемии новой коронавирусной инфекции, встречающиеся в литературе, представлены в табл. 1. (см. приложение 1, doi: 10.17816/humeco595937-4185856)

Подходы к определению избыточной смертности

Со статистической точки зрения избыточная смертность — это разность или отношение между фактическим числом умерших за определённый промежуток времени (день, неделю или месяц) в течение пандемии COVID-19, и ожидаемым числом умерших, предсказанным на основании анализа временны́х рядов с использованием агрегированных статистических данных о смертности за предыдущий период времени. Чаще всего используют интервал 5 или 10 лет для расчёта ожидаемых показателей смертности, однако в некоторых случаях возможно применение и более коротких временны́х промежутков.

Анализ временно́го ряда данных о смертности начинается с оценки регулярных (тренд, цикличность, сезонность) и нерегулярных (шум) компонентов. Затем проводится поиск закономерностей и построение математической модели, описывающей данный временно́й ряд. Полученная модель используется для построения прогноза ожидаемого уровня смертности, который наблюдался бы при отсутствии пандемии COVID-19, исходя из тенденций предыдущих лет.

В качестве числового отображения избыточной смертности может применяться не только разность между ожидаемым и актуальным значением. Так, многими авторами проанализированных публикаций использовался показатель P-score, определяемый как отношение разности между наблюдаемым и верхним порогом ожидаемого значения смертности в популяции к верхнему порогу ожидаемого значения смертности. При этом в ряде случаев верхний порог определяется как ожидаемое значение плюс 2,5% доверительного интервала для данного ожидаемого значения, что позволяет учесть неопределённость, создаваемую естественной изменчивостью показателя смертности.

Альтернативным описанному подходу является применение Z-score. Такой подход используется, например, Европейским проектом по мониторингу смертности (EuroMOMO). Z-score определяется как отношение разности между наблюдаемым показателем смертности и ожидаемым показателем к стандартному отклонению ожидаемого значения для данной популяции, т.е. является стандартизованным показателем [7, 8].

Расчёт среднего количества смертей за допандемический период

Подходы к оценке избыточной смертности различаются в первую очередь статистическим методом, используемым для прогнозирования ожидаемого уровня смертности. Самым простым способом определения ожидаемого уровня смертности среди отобранных авторами исследований является расчёт среднего числа смертей (с учётом доверительных интервалов) в период до начала пандемии [9–24]. Ряд исследователей дополняли оценку избыточной смертности расчётом P-score, представляющим собой долю избыточных смертей по отношению к числу зарегистрированных случаев, выраженную в процентах [14, 17, 18]. Однако эта методология не учитывает тенденции смертности по годам, а также сезонные изменения, социально-демографические факторы, что может приводить к ошибочной трактовке случайных вариаций смертности как избыточной [6]. Кроме того, на среднее недельное значение могут влиять пики повышенной смертности из-за периодов сильной жары/холода или сезонных эпидемий гриппа, наблюдавшихся то время, за которое анализируются данные.

Использование методов математического моделирования

Другие использованные в анализируемых публикациях методы, основанные на статистических моделях, позволяют прогнозировать число смертей за определённый промежуток времени на основании имеющихся данных о количестве смертей за такие же промежутки времени в течение предыдущих 2, 5 или 10 лет с учётом внутригодовой несимметричности (сезонности), существующих трендов (рост или снижение смертности) и других изучаемых факторов. Данный подход может быть использован в целом для всей популяции либо в группах определённого возраста, пола и т.д. При этом для каждого из периодов времени (дней/недель/месяцев) строится отдельная модель. Классический регрессионный анализ — самый популярный из методов прогнозирования ожидаемого числа смертей среди использованных в анализируемых исследованиях, при этом авторы применяли следующие подходы: 1) методы, основанные на построении неадаптивных обобщённых линейных моделей (линейной регрессии, регрессии Пуассона, отрицательной биноминальной регрессии, модели Серфлинга), для оценки параметров которых используются все имеющиеся данные [5, 7, 25–70]; 2) методы, основанные на построении адаптивных моделей, значения параметров которых рассчитываются на основе скользящего окна наблюдений [71–79].

Особенностью неадаптивных регрессионных моделей является то, что они учитывают данные о смертности за весь имеющийся в арсенале исследователя период наблюдений. Однако, если паттерны смертности меняются, то наличие более ранних данных может ухудшать прогностическую ценность модели, в этой связи для построения неадаптивных моделей не рекомендуется использовать длительные период наблюдения. Адаптивные регрессионные модели, как правило, используют ограниченный временно́й период и более чувствительны к краткосрочным текущим изменениям смертности.

Адаптивные модели чаще применяют при краткосрочном прогнозировании, когда период предшествующего наблюдения, на основании которого рассчитываются данные об ожидаемом числе смертей, не превышает нескольких месяцев. При этом важно учитывать, что продолжительность данного периода тесно связана с видом регрессионной зависимости: чем больше число неизвестных параметров, тем больше требуется данных для получения их оценок, и наоборот, чем шире окно, тем сложнее может потребоваться функция для адекватного представления участка кривой, описывающей изменение числа смертей.

Неадаптивное моделирование

Из числа неадаптивных моделей наиболее часто использовались различные варианты линейных моделей, такие как линейная регрессия, обобщённая линейная регрессия [25–37]. Последняя является более широким обобщением линейной регрессии, которое используется в случаях, когда распределение зависимой переменной (в данном случае — ожидаемого числа смертей) отличается от нормального, и связь между данной переменной и её предикторами является не линейной, а задаётся той или иной функцией.

В большинстве проанализированных работ для обеспечения связи зависимой переменной с линейным выражением вида $\beta 0+\beta x+\varepsilon$ (где $\beta 0$ — константа, βx — коэффициенты регрессии, ε — случайная ошибка модели) применялись так называемые преобразующие функции (link function). Этот подход охватывает широко используемые статистические модели, такие как регрессия Пуассона [7, 38–53], негативная биноминальная регрессия [5, 54–59], регрессия Серфлинга [60, 62] и другие. Вид регрессионной модели определяется исходя из свойств анализируемого временно́го ряда. Исключительно полиномиальные или степенные функции используются редко, так как в большинстве случаев модель должна учитывать сезонные колебания смертности, связанные с температурными факторами, ростом числа респираторных вирусных инфекций. Для этих целей можно использовать, например, модель Серфлинга [80], которая представляет из себя циклическую функцию вида:

$$\hat{y}_t=\Sigma\alpha_j t_j+\Sigma(\beta_{2j-1}\sin\theta_j+\beta_{2j}\cos\theta_j),$$

где $\hat{y}_t$ — оценка заболеваемости в момент времени t; α_j и β_j — параметры регрессии; θ_j — линейная функция времени t. Обычно используют $\theta_j=2\pi_j t/T$, где T — период сезонности, например 12 мес или 52 нед.

Неадаптивные модели такого вида предполагают, что сезонность каждый год проявляется схожим образом. Модель Серфлинга — однофакторная и предназначена для экстраполяции исторически сложившихся эпидемических кривых с выраженной сезонностью. Подобный подход использован S. Dahal и соавт. [60] при анализе избыточной смертности в 2020 году в Мексике с использованием данных официальной статистики за 2015–2019 гг. Авторы оценили базовый еженедельный уровень смертности путём подбора циклических регрессионных моделей Серфлинга к смертности от всех причин за период 2015-2020 гг., после исключения данных с марта по декабрь 2020 года путём составления уравнения вида

$$\text{Недельная смертность}\,(t) = a+\alpha\times t+\beta\times\sin(2\times\pi/52{,}17\times t)+ +\gamma\times\cos(2\times\pi/52{,}17\times t),$$

где a — константа (точка пересечения оси y с графиком регрессии), α, β — параметры регрессионной модели, t — время в неделях.

В данную функцию были включены как линейная составляющая, описывающая общий тренд изменения смертности, так и комбинация синусоидальных и косинусоидальных членов, отражающих сезонность в изменении

данного показателя. Для рассчитанной таким образом смертности были оценены 95% доверительные интервалы и определены недели в периоды пандемии, когда наблюдаемая смертность от всех причин превышала верхний 95% доверительный предел базового уровня смертности.

В случае, если число наблюдений мало (менее пяти лет при периоде сезонности в один год), но доступны временны́е ряды для нескольких предикторов, часто применяют регрессию Пуассона. Распределение Пуассона моделирует случайную величину, представляющую собой число событий, произошедших за фиксированное время, при условии, что данные события происходят с некоторой фиксированной средней интенсивностью и независимы друг от друга. В таком случае регрессия Пуассона является наиболее подходящим подходом к моделированию ожидаемого числа исходов. Так как при оценке ожидаемого числа смертей используется период в неделю или месяц, и при этом считается, что ежедневное или еженедельное число смертей являются независимыми друг от друга величинами, применение регрессии Пуассона для оценки ожидаемого числа смертей служит оправданным подходом. В случае регрессии Пуассона преобразующей функцией служит натуральный логарифм — ln(y), поэтому её называют логарифмически линейной или лог-линейной. В общем виде уравнение регрессии Пуассона имеет вид:

$$\ln(y)=\beta 0+\beta x+\varepsilon,$$

где β0 — константа, βx — коэффициенты регрессии, ε — случайная ошибка модели.

Уравнение регрессии Пуассона используется для описания зависимости пуассоновской переменной (в нашем случае — числа смертей за определённый промежуток времени) от множества переменных x_1, x_2, ..., x_k.

В частности, в исследовании N. Islam с соавт. [50] выполнена оценка избыточной смертности в 29 развитых странах с использованием агрегированных данных из базы «Short-term Mortality Fluctuations» (STMF) (является частью «Human Mortality Database» (HMD)). Авторами составлено следующее уравнение функции, описывающей ожидаемое количество смертей:

$$\mu(s, c, a)\,(t)=N(s, c, a)\,(t)\exp[\beta t+g(s, c, a)(wt)] \text{ for } t \in I(c),$$

где t — ожидаемое число смертей на неделе для лиц одного пола (s), проживавших в стране (c) и принадлежавших к одной возрастной группе (a); t представлено как $\mu(s, c, a)\,(t)$; $N(s, c, a)\,(t)$ — смещение, которое учитывает размер популяции; β — линейный тренд, который учитывает многолетние изменения смертности; $g(s, c, a)\,(wt)$ — функция, учитывающая сезонные тенденции, где $wt \in [1, 52]$ представляет собой неделю года; (Ic) — интервал «допандемических» данных для конкретной страны, который использован для расчёта ожидаемого числа смертей [50].

К ограничениям использования регрессии Пуассона помимо независимости числа исходов относят также то, что дисперсия переменной должна быть равна её среднему значению, но в реальных ситуациях это условие сложно реализуемо, особенно при изучении редких исходов. Часто дисперсия значительно превышает среднюю величину, т.е. данные сверхдисперсны. Двумя альтернативными подходами, рекомендуемыми при наличии признаков сверхдисперсии, являются квазипуассоновские модели [61, 63–70] и метод отрицательной биномиальной регрессии [5, 54–59]. Квазипуассоновские и отрицательные биномиальные модели допускают бóльшую дисперсию данных, чем в модели Пуассона, за счёт того, что используют дополнительный параметр, учитывающий дисперсию. В квазипуассоновских моделях *p*-значения параметра оценки основаны на t-статистике, а не на z-статистике. Среднее значение как для квазипуассоновской, так и для отрицательной биномиальной модели служит единственным параметром, который может варьировать в зависимости от ковариат. Дисперсия в квазипуассоновской модели является линейной функцией среднего, в то время как дисперсия в отрицательной биномиальной модели — квадратичной функцией среднего. Эти отклонения влияют на веса в итеративно взвешенном алгоритме наименьших квадратов подбора моделей к данным, поскольку эти веса обратно пропорциональны дисперсии.

Рассмотрим применение отрицательной биноминальной регрессии на примере работы M. Dorrucci и соавт. [58]. Исследователи применили отрицательную биномиальную модель для учёта чрезмерной дисперсии, наблюдаемой в распределении числа смертей (т.е. для получения модели с показателем хи-квадрат/степень свободы ближе к 1). Ежедневное количество смертей за период времени с 1 января по 31 декабря 2020 г. было зависимой переменной в использованных моделях, ковариатами которой служили следующие: время; категориальная переменная, закодированная как 1 для 2020 года и как 0 для предыдущих предпандемических лет (2015–2019 гг.); и их взаимодействие [58].

S. Achilleos и соавт. [38] смоделировали ожидаемое еженедельное число смертей для 2020 года в 22 странах с помощью регрессии Пуассона, используя квазипуассоновское распределение, чтобы учесть чрезмерную дисперсию. Авторами использована модель с линейным временны́м трендом (в качестве единицы времени была выбрана неделя) для учёта долговременного тренда и с двумя синусоидальными и косинусоидальными членами для учёта годовых и полугодовых сезонных циклов.

Частным случаем применения регрессии Пуассона с коррекцией на сверхдисперсность является алгоритм оценки ожидаемого показателя смертности, используемый Европейским проектом по мониторингу смертности (EuroMOMO) [81]. Базовый уровень смертности в данном случае моделируется с использованием 5-летних исторических данных о смертности с учётом коррекции на период возможных задержек регистрации случаев смерти,

связанных с нерабочими днями. Метод коррекции задержек регистрации основан на предположении, что доля смертей, зарегистрированных за определённый период, пропорциональна количеству рабочих дней в данный период (неделя или месяц).

В целом для моделирования смертности в европейских странах используют подчиняющийся распределению Пуассона временной ряд, сочетающий тренд и, в некоторых случаях, цикличные колебания в виде синусоидального цикла с периодом в один год. Авторы применили допущение, что зимой и летом смертность может изменяться под воздействием дополнительных факторов, в основном связанных с зимними подъёмами заболеваемости инфекциями, такими как грипп, и периодами летней жары, что может приводить к ежегодному превышению смертности в данные периоды с переменной амплитудой. При этом весна и осень менее подвержены влиянию дополнительных факторов, приводящих к превышению смертности, поэтому базовый уровень данного показателя можно смоделировать, используя только эти периоды года, в результате чего ожидаемым уровнем может являться количество смертей в такие периоды, оцененное по историческим данным.

EuroMOMO предлагает 4 статистические модели, каждая из которых имеет некоторые отличительные особенности для лучшего соответствия конкретной половозрастной структуре населения. Тренд во всех моделях представлен либо прямой линией, либо линейным сплайном с двумя узлами, т.е. нелинейные тенденции могут быть смоделированы с помощью трёх различных линейных сегментов, соединяющихся в узлах. Сезонность моделируется синусоидальной кривой с периодом в один год, но для возрастных групп 0–4 года, 5–14 лет также может быть использована линейная модель без учёта сезонных колебаний. Для остальных возрастных групп наряду с линейным трендом показателя смертности следует учитывать сезонность. Указанные модели разработаны в виде дополнительных пакетов в программной среде R [81], что обеспечивает их свободное использование в исследовательской практике.

Адаптивное моделирование

Примером адаптивных моделей, используемых для прогнозирования ожидаемого уровня смертности, являются экспоненциальное сглаживание (exponential smoothing) и АРПСС/ARIMA (авторегрессия и проинтегрированное скользящее среднее/autoregressive integrated moving average) [76, 78, 82]. В большинстве работ, в которых использовались адаптивные модели прогнозирования, применялись модели на основе экспоненциального сглаживания [71–79]. При экспоненциальном сглаживании прогнозирование осуществляется на основе взвешенной комбинации предыдущих значений уровня смертности. Экспоненциальное сглаживание предполагает, что вес наблюдений убывает экспоненциально по мере их старения, т.е. последние (недавние) наблюдения используются в прогнозировании с бóльшим весом, чем отдалённые. Модель экспоненциального сглаживания может быть расширена для учёта тренда и сезонности. Тип модели экспоненциального сглаживания зависит от сезонности и характера тренда, присущего временно́му ряду, на основании которого строится прогноз. Если на графике не наблюдается увеличения или уменьшения значений ряда (нет тренда) и отсутствуют колебания, повторяющиеся с определённой периодичностью (нет сезонности), используют простое экспоненциальное сглаживание. Формула модели в данном случае имеет следующий вид:

$$S_{(t)}=\alpha\times y_{(t)}+(1-\alpha)\times S_{(t-1)},$$

а предсказанное значение в момент времени, отстоящий на x шагов вперёд, равно $y_{(t+x)}=S_{(t)}$. В приведённом уравнении $y_{(t)}$ — значение исходного временно́го ряда в момент времени t; $S_{(t-1)}$ — сглаженное значение ряда в момент времени $(t-1)$; α — сглаживающий параметр для уровня ряда, варьирующий от 0 и 1 (чем ближе α к 1, тем больший вес имеют текущие наблюдения в сравнении с предшествующими значениями); $S_{(t)}$ — сглаженный уровень ряда в момент времени t. При наличии линейного тренда используются модели Брауна и Хольта, а при наличии сезонности — простая сезонная модель. Экспоненциальное сглаживание с применением модели Хольта–Уинтерса позволяет учитывать как наличие тренда, так и сезонность, поэтому авторы проанализированных публикаций чаще всего при оценке ожидаемой смертности использовали именно этот подход [72–79]. Важно отметить, что методы экспоненциального сглаживания дают наилучшие результаты при прогнозировании на короткий интервал времени.

Модели АРПСС в свою очередь могут учитывать влияние предикторов, обеспечивая более точный прогноз. В их основе лежит предположение, что вариация ожидаемого уровня смертности определяется следующими компонентами: авторегрессия, интегрирование и дифференцирование, а также скользящее среднее. Модель АРПСС может включать любой из вышеперечисленных компонентов как для сезонной, так и для несезонной составляющих. При прогнозировании значений временно́го ряда важно помнить, что факторы и среда, определяющие тренд в прошлом, могут измениться в будущем, поэтому в авторегрессии для прогнозирования ожидаемого уровня смертности (зависимая переменная) в качестве предикторов используются предсказанные значения уровня смертности (та же зависимая переменная), взятые с лагом (временны́м сдвигом). Значения зависимой переменной с лагами позволяют объяснить часть текущих вариаций прогнозируемых значений. Порядок авторегрессии является интервалом времени между зависимой переменной и зависимой переменной с лагом, используемой в качестве предиктора. Период времени (размер лага) определяется исследователем. В большинстве случаев он рассчитывается как число точек в одном временно́м ряде,

делённое на 4. Например, в случае временно́го ряда, содержащего помесячные значения смертности за 12 мес, число точек будет равняться 12, а лаг составит 3 мес. Если на зависимую переменную влияет зависимая переменная с лагом, равным одному периоду времени (в нашем примере — 3 мес), то такая модель авторегрессии имеет 1 порядок. Таким образом, значение зависимой переменной в предыдущий момент времени (t–1) является хорошим индикатором/предиктором значения зависимой переменной в настоящий момент времени t. Если хорошим предиктором зависимой переменной служит зависимая переменная, взятая два периода назад (в нашем примере — 6 мес), то процесс ауторегрессии имеет порядок 2 и так далее. Уравнение простой авторегрессионной модели можно представить как

$$y_{(t)} = \Phi_1 \times y_{(t-1)} + e_{(t)} + a,$$

где значение уровня смертности в определённый период времени — $y_{(t)}$ — равно: 1) сумме предыдущего значения временного ряда — $y_{(t-1)}$, умноженного на взвешивающий коэффициент Φ_1; 2) среднего значения ряда a и 3) ошибки в текущий момент времени $e_{(t)}$.

Зависимая переменная в модели АРПСС должна быть стационарной, чтобы удовлетворять условиям применения данного метода. Стационарный ряд обладает следующими характеристиками: 1 — постоянный средний уровень, 2 — дисперсия постоянна для всего ряда. Следовательно, если величина сезонных колебаний ряда увеличивается/уменьшается с течением времени, то данный ряд не является стационарным. Помимо этого, если структура взаимосвязей значений ряда имеет порядок 2, то предполагается, что это верно для всего ряда. Нарушение условия стационарности затрудняет определение вариации зависимой переменной. Если среднее значение ряда меняется с течением времени, то выявленные взаимосвязи окажутся искажёнными. В этом случае используется компонент дифференцирования в модели АРПСС, который позволяет исключить тренд и сформировать стационарный ряд, а последующее интегрирование (обратная операция), выполняемое при построении прогноза, возвращает тренд назад.

Компонент скользящего среднего модели АРПСС отличается от авторегрессии тем, что в качестве независимой переменной вместо значений зависимой переменной с лагами используются значения ошибки модели с лагами. Формулу скользящего среднего можно записать как:

$$y_{(t)} = \Phi_1 \times e_{(t-1)} + e_{(t)} + a,$$

где значение уровня смертности в определённый период времени $y_{(t)}$ равно: 1) сумме ошибки модели в предыдущий момент времени $e_{(t-1)}$, умноженной на взвешивающий коэффициент Φ_1; 2) среднего значения ряда a и 3) ошибки в текущий момент времени $e_{(t)}$.

Компонент скользящего среднего позволяет учитывать шумы (например, непредвиденные изменения окружающей среды), которые влияют на описываемую временны́м рядом закономерность. Порядок скользящего среднего задаётся длиной лага между учитываемой ошибкой и зависимой переменной. Если на зависимую переменную влияет ошибка модели с лагом в один период, то это процесс скользящего среднего первого порядка. Данный факт свидетельствует о том, что ошибка модели в предыдущем периоде связана с текущим значением зависимой переменной.

Для прогнозирования значений ожидаемой смертности в модели АРПСС можно учитывать влияние предикторов как в определённый момент времени, так и с опережением или лагом. Несколько предикторов могут быть включены в модель с различными временны́ми лагами. Простейший пример множественной модели АРПСС выглядит следующим образом:

$$y_{(t)} = b_1 \times x_{(t-1)} + e_{(t)} + a,$$

где значение уровня смертности в определённый период времени $y_{(t)}$ равно сумме: 1) значения ряда предиктора в предыдущий момент времени $x_{(t-1)}$, умноженного на взвешивающий коэффициент b_1; 2) среднего значения ряда a; 3) ошибки в текущий момент времени $e_{(t)}$.

Стоит отметить, что чаще всего авторы вручну́ю подбирают параметры для используемых временны́х рядов и проводят расчёты в широко используемых программах статистического анализа (например, R) для отдельных государств и регионов. При этом в большинстве проанализированных нами работ не приводится алгоритмов, позволяющих определить параметры моделей в автоматическом режиме.

Комбинация и сравнение методов

В некоторых случаях исследователи использовали сразу несколько методов моделирования и оценки ожидаемого числа смертей/смертности. Так, J.M. Aburto и соавт. [83] при оценке избыточной смертности в Англии и Уэльсе использовали обобщённые аддитивные модели, предполагающие отрицательное биномиальное и пуассоновское распределение смертей за период исследования, которые учитывали различные лог-линейные тренды смертности, стратифицированные по полу и возрасту, сглаженные эффекты для возраста и сезонности и взаимодействие между ними. Кроме того, исследователями была использована обобщённая линейная модель по типу регрессии Серфлинга. Особенностью данного исследования явилось также применение так называемых индикаторных переменных для систематических задержек в регистрации смерти наблюдаемых в недели, совпадающие с праздниками (недели 1, 22 и 52). В качестве альтернативы представленным выше методам авторы использовали средний уровень показателей смертности, наблюдаемых в каждую неделю в 2015–2019 гг.

Помимо классических моделей оценки и прогнозирования смертности с недавнего времени появляются работы, демонстрирующие потенциал машинного обучения

для решения подобных задач, причём если в части работ машинное обучение применяется для совершенствования классических подходов, то в других прогнозирование осуществляется с помощью исключительно технологий искусственного интеллекта. Из использованных технологий можно перечислить глубокие и неглубокие свёрточные нейронные сети, «деревья решений», «случайный лес» и «градиентный бустинг» [84–86]. В отечественной литературе одной из первых таких попыток стала работа А.В. Гусева с соавт. [87], в которой использовались технологии Catboost для создания и сравнения краткосрочных предиктивных моделей смертности. Авторам удалось добиться уменьшения ошибки модели до 0,5% для 2019 года, но для 2020 года процент ошибки составлял 8–16%, причём характеристики регионов не увеличивали прогностической ценности моделей, что, как отмечают авторы, «указывает на невозможность точного прогнозирования с помощью Catboost в условиях резких изменений, таких как пандемия», и это вызывает необходимость поиска и тестирования альтернативных моделей.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящее время в научной литературе встречается большое количество статистических моделей, позволяющих оценивать избыточную смертность исходя из моделирования демографических процессов на основе анализа исторических данных. Наиболее часто используемыми из них являются регрессия Пуассона с коррекцией на избыточную дисперсию и ряд адаптивных моделей, основанных на авторегрессии и проинтегрированном скользящем среднем. Выбор модели основывается на длительности имеющегося вариационного ряда, его характеристиках и интервале для прогнозирования. Для различных регионов, возрастных групп и классов причин смерти также применяются различные модели, что в настоящее время ограничивает вероятность использования универсального алгоритма для всех ситуаций и вместе с тем обосновывает необходимость разработки аналитических алгоритмов, способных определять наиболее подходящую модель для каждой конкретной ситуации. Использование технологий машинного обучения имеет большой потенциал для прогнозирования ожидаемых популяционных значений смертности, но эти технологии нуждаются в адаптации для ситуаций с резкими отклонениями от типичных паттернов.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Вклад авторов. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE. Е.А. Кригер — отбор литературы и её критическая оценка, качественный синтез информации, подготовка первой версии текста; В.А. Постоев — отбор литературы и её критическая оценка, качественный синтез информации, подготовка первой версии текста; А.М. Гржибовский — идея и дизайн исследования, подготовка финальной версии рукописи. Все авторы внесли существенный вклад в написание последующих версий статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией.

Источник финансирования. Работа поддержана грантом Российского научного фонда № 22-15-20059.

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

Приложение 1. Основные аналитические подходы к оценке избыточной смертности на примере пандемии COVID-19.
doi: 10.17816/humeco595937-4185856

ADDITIONAL INFORMATION

Authors' contribution. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria. E.A. Krieger — literature search and critical evaluation of papers, writing the first draft; V.A. Postoev — literature search and critical evaluation of papers, writing the first draft; A.M. Grjibovski — study concept and design, final editing. All authors drafted the first and subsequent versions of the text, read and approved the final version of the manuscript.

Funding source. The study was supported by a grant from the Russian Science Foundation (Project 22-15-20059).

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

Supplement 1. Analytical approaches for assessing excess mortality during the COVID-19 pandemic.
doi: 10.17816/humeco595937-4185856

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Wasim U., Tahir M.J., Siddiqi A.R., et al. The impact of the COVID-19 pandemic on impending cancer deaths due to delays in diagnosis in the UK // J Med Virol. 2022. Vol. 94, N 1. P. 20–21. doi: 10.1002/jmv.27305
2. Williams R., Jenkins D.A., Ashcroft D.M., et al. Diagnosis of physical and mental health conditions in primary care during the COVID-19 pandemic: a retrospective cohort study // Lancet Public Health. 2020. Vol. 5, N 10. P. e543–e550. doi: 10.1016/S2468-2667(20)30201-2
3. Mohamed M.O., Banerjee A., Clarke S., et al. Impact of COVID-19 on cardiac procedure activity in England and associated 30-day mortality // Eur Heart J Qual Care Clin Outcomes. 2021. Vol. 7, N 3. P. 247–256. doi: 10.1093/ehjqcco/qcaa079
4. Qi J., Zhang D., Zhang X., et al. Do lockdowns bring about additional mortality benefits or costs? Evidence based on Death Records from 300 million Chinese people // medRxiv. 2020. P. 20183699. doi: 10.1101/2020.08.28.20183699
5. Kontopantelis E., Mamas M.A., Webb R.T., et al. Excess deaths from COVID-19 and other causes by region, neighbourhood deprivation level and place of death during the first 30 weeks

of the pandemic in England and Wales: a retrospective registry study // Lancet Reg Health Eur. 2021. Vol. 7. P. 100144. doi: 10.1016/j.lanepe.2021.100144

6. Vanella P., Basellini U., Lange B. Assessing excess mortality in times of pandemics based on principal component analysis of weekly mortality data-the case of COVID-19 // Genus. 2021. Vol. 77, N 1. P. 16. doi: 10.1186/s41118-021-00123-9
7. Vestergaard L.S., Nielsen J., Richter L., et al. Excess all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Europe — preliminary pooled estimates from the EuroMOMO network, March to April 2020 // Euro Surveill. 2020. Vol. 25, N 26. P. 2001214. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.26.2001214
8. https://euromomo.eu/ [интернет]. EuroMOMO. Methods [дата обращения: 26.04.2023]. Доступ по ссылке: https://euromomo.eu/how-it-works/methods
9. Quevedo-Ramirez A., Al-Kassab-Córdova A., Mendez-Guerra C., et al. Altitude and excess mortality during COVID-19 pandemic in Peru // Respir Physiol Neurobiol. 2020. Vol. 281. P. 103512. doi: 10.1016/j.resp.2020.103512
10. Ramírez-Soto M.C., Ortega-Cáceres G., Arroyo-Hernández H. Excess all-cause deaths stratified by sex and age in Peru: a time series analysis during the COVID-19 pandemic // BMJ Open. 2022. Vol. 12, N 3. P. e057056. doi: 10.1136/bmjopen-2021-057056
11. Molenberghs G., Faes C., Verbeeck J., et al. COVID-19 mortality, excess mortality, deaths per million and infection fatality ratio, Belgium, 9 March 2020 to 28 June 2020 // Euro Surveill. 2022. Vol. 27, N 7. P. 2002060. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2022.27.7.2002060
12. Modig K., Ahlbom A., Ebeling M. Excess mortality from COVID-19: weekly excess death rates by age and sex for Sweden and its most affected region // Eur J Public Health. 2021. Vol. 31, N 1. P. 17–22. doi: 10.1093/eurpub/ckaa218
13. Mannucci E., Nreu B., Monami M. Factors associated with increased all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Italy // Int J Infect Dis. 2020. Vol. 98. P. 121–124. doi: 10.1016/j.ijid.2020.06.077
14. Lima E.E.C., Vilela E.A., Peralta A., et al. Investigating regional excess mortality during 2020 COVID-19 pandemic in selected Latin American countries // Genus. 2021. Vol. 77, N 1. P. 30. doi: 10.1186/s41118-021-00139-1
15. Liu J., Zhang L., Yan Y., et al. Excess mortality in Wuhan city and other parts of China during the three months of the COVID-19 outbreak: findings from nationwide mortality registries // BMJ. 2021. Vol. 372. P. n415. doi: 10.1136/bmj.n415
16. Pimenoff V.N., Elfström M., Baussano I., et al. Estimating total excess mortality during a coronavirus disease 2019 outbreak in Stockholm, Sweden // Clin Infect Dis. 2021. Vol. 72, N 11. P. e890–e892. doi: 10.1093/cid/ciaa1593
17. Kapitsinis N. The underlying factors of excess mortality in 2020: a cross-country analysis of pre-pandemic healthcare conditions and strategies to cope with Covid-19 // BMC Health Serv Res. 2021. Vol. 21, N 1. P. 1197. doi: 10.1186/s12913-021-07169-7
18. Cusack D.A. COVID-19 pandemic: coroner's database of death inquiries with clinical epidemiology and total and excess mortality analyses in the district of Kildare March to June 2020 // J Forensic Leg Med. 2020. Vol. 76. P. 102072. doi: 10.1016/j.jflm.2020.102072
19. Bogos K., Kiss Z., Kerpel Fronius A., et al. Different trends in excess mortality in a central european country compared to main european regions in the year of the COVID-19 pandemic (2020): a Hungarian analysis // Pathol Oncol Res. 2021. N 27. P. 1609774. doi: 10.3389/pore.2021.1609774
20. Драпкина О.М., Самородская И.В., Какорина Е.П. Вопросы при кодировании причин смерти в период эпидемии COVID-19 // Профилактическая медицина. 2020. Т. 23, № 7. С. 23–32. doi: 10.17116/profmed20202307123
21. Драпкина О.М., Самородская И.В., Какорина Е.П., Семенов В.Ю. COVID-19 и региональная смертность в Российской Федерации // Профилактическая медицина. 2021. Т. 24, № 7. С. 14–21. doi: 10.17116/profmed20212407114
22. Горошко Н.В., Пацала С.В. Избыточная смертность в период пандемии COVID-19: регионы России на фоне страны // Социально-трудовые исследования. 2022. № 1. С. 103–116. doi: 10.34022/2658-3712-2022-46-1-103-116
23. Горошко Н.В., Пацала С.В. Основные причины избыточной смертности населения в России в условиях пандемии COVID-19 // Социальные аспекты здоровья населения. 2021. Т. 67, № 6. С. 1. doi: 10.21045/2071-5021-2021-67-6-1
24. Горошко Н.В., Пацала С.В. Избыточная смертность пожилого населения России в условиях пандемии COVID-19 // Социальное пространство. 2022. Т. 8, № 1. С. 1. doi: 10.15838/sa.2022.1.33.1
25. Maruotti A., Jona-Lasinio G., Divino F., et al. Estimating COVID-19-induced excess mortality in Lombardy, Italy // Aging Clin Exp Res. 2022. Vol. 34, N 2. P. 475–479. doi: 10.1007/s40520-021-02060-1
26. Leffler C.T., Lykins V.J.D., Das S., et al. Preliminary analysis of excess mortality in India during the COVID-19 pandemic // Am J Trop Med Hyg. 2022. Vol. 106, N 5. P. 1507–1510. doi: 10.4269/ajtmh.21-0864
27. Verbeeck J., Faes C., Neyens T., et al. A linear mixed model to estimate COVID-19-induced excess mortality // Biometrics. 2023. Vol. 79, N 1. P. 417–425. doi: 10.1111/biom.13578
28. Gibertoni D., Adja K.Y.C., Golinelli D., et al. Patterns of COVID-19 related excess mortality in the municipalities of Northern Italy during the first wave of the pandemic // Health Place. 2021. Vol. 67. P. 102508. doi: 10.1016/j.healthplace.2021.102508
29. Chan E.Y.S., Cheng D., Martin J. Impact of COVID-19 on excess mortality, life expectancy, and years of life lost in the United States // PLoS One. 2021. Vol. 16, N 9. P. e0256835. doi: 10.1371/journal.pone.0256835
30. Tadbiri H., Moradi-Lakeh M., Naghavi M. All-cause excess mortality and COVID-19-related deaths in Iran // Med J Islam Repub Iran. 2020. Vol. 34. P. 80. doi: 10.34171/mjiri.34.80
31. Gibertoni D., Sanmarchi F., Adja K.Y.C., et al. Small-scale spatial distribution of COVID-19-related excess mortality // MethodsX. 2021. Vol. 8. P. 101257. doi: 10.1016/j.mex.2021.101257
32. Karlinsky A., Kobak D. Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset // Elife. 2021. Vol. 10. P. e69336. doi: 10.7554/eLife.69336
33. Paglino E., Lundberg D.J., Zhou Z., et al. Monthly excess mortality across counties in the United States during the Covid-19 pandemic, March 2020 to February 2022 // medRxiv. 2022. Vol. 2022.04.23.22274192. doi: 10.1101/2022.04.23.22274192

34. Quast T., Andel R. Excess mortality associated with COVID-19 by demographic group: evidence from Florida and Ohio // Public Health Rep. 2021. Vol. 136, N 6. P. 782–790. doi: 10.1177/00333549211041550
35. Goujon A., Natale F., Ghio D., Conte A. Demographic and territorial characteristics of COVID-19 cases and excess mortality in the European Union during the first wave // J Popul Res (Canberra). 2022. Vol. 39, N 4. P. 533–556. doi: 10.1007/s12546-021-09263-3
36. Warsame A., Bashiir F., Freemantle T., et al. Excess mortality during the COVID-19 pandemic: a geospatial and statistical analysis in Mogadishu, Somalia // Int J Infect Dis. 2021. Vol. 113. P. 190–199. doi: 10.1016/j.ijid.2021.09.049
37. Stokes A.C., Lundberg D.J., Elo I.T., et al. Assessing the impact of the Covid-19 pandemic on US mortality: a county-level analysis // medRxiv. 2021. Vol. 2020.08.31.20184036. doi: 10.1101/2020.08.31.20184036
38. Achilleos S., Quattrocchi A., Gabel J., et al. Excess all-cause mortality and COVID-19-related mortality: a temporal analysis in 22 countries, from January until August 2020 // Int J Epidemiol. 2022. Vol. 51, N 1. P. 35–53. doi: 10.1093/ije/dyab123
39. Wu J., Mafham M., Mamas M.A., et al. Place and underlying cause of death during the COVID-19 pandemic: retrospective cohort study of 3.5 million deaths in England and Wales, 2014 to 2020 // Mayo Clin Proc. 2021. Vol. 96, N 4. P. 952–963. doi: 10.1016/j.mayocp.2021.02.007
40. Alicandro G., Remuzzi G., Centanni S., et al. Excess total mortality during the Covid-19 pandemic in Italy: updated estimates indicate persistent excess in recent months // Med Lav. 2022. Vol. 113, N 2. P. e2022021. doi: 10.23749/mdl.v113i2.13108
41. Modig K., Lambe M., Ahlbom A., Ebeling M. Excess mortality for men and women above age 70 according to level of care during the first wave of COVID-19 pandemic in Sweden: a population-based study // Lancet Reg Health Eur. 2021. Vol. 4. P. 100072. doi: 10.1016/j.lanepe.2021.100072
42. Gadeyne S., Rodriguez-Loureiro L., Surkyn J., et al. Are we really all in this together? The social patterning of mortality during the first wave of the COVID-19 pandemic in Belgium // Int J Equity Health. 2021. Vol. 20, N 1. P. 258. doi: 10.1186/s12939-021-01594-0
43. Conti S., Ferrara P., Mazzaglia G., et al. Magnitude and time-course of excess mortality during COVID-19 outbreak: population-based empirical evidence from highly impacted provinces in northern Italy // ERJ Open Res. 2020. Vol. 6, N 3. P. 00458-2020. doi: 10.1183/23120541.00458-2020
44. Nielsen J., Nørgaard S.K., Lanzieri G., et al. Sex-differences in COVID-19 associated excess mortality is not exceptional for the COVID-19 pandemic // Sci Rep. 2021. Vol. 11, N 1. P. 20815. doi: 10.1038/s41598-021-00213-w
45. Fouillet A., Pontais I., Caserio-Schönemann C. Excess all-cause mortality during the first wave of the COVID-19 epidemic in France, March to May 2020 // Euro Surveill. 2020. Vol. 25, N 34. P. 2001485. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.34.2001485
46. Décarie Y., Michaud P.C. Counting the dead: COVID-19 and mortality in Quebec and British Columbia during the first wave // Can Stud Popul. 2021. Vol. 48, N 2-3. P. 139–164. doi: 10.1007/s42650-021-00053-z
47. Brant L.C.C., Nascimento B.R., Teixeira R.A., et al. Excess of cardiovascular deaths during the COVID-19 pandemic in Brazilian capital cities // Heart. 2020. Vol. 106, N 24. P. 1898–1905. doi: 10.1136/heartjnl-2020-317663
48. Teixeira R.A., Vasconcelos A.M.N., Torens A., et al. Excess mortality due to natural causes among whites and blacks during the COVID-19 pandemic in Brazil // Rev Soc Bras Med Trop. 2022. Vol. 55(suppl. 1). P. e0283. doi: 10.1590/0037-8682-0283-2021
49. Todd M., Pharis M., Gulino S.P., et al. Excess mortality during the COVID-19 pandemic in Philadelphia // Am J Public Health. 2021. Vol. 111, N 7. P. 1352–1357. doi: 10.2105/AJPH.2021.306285
50. Islam N., Shkolnikov V.M., Acosta R.J., et al. Excess deaths associated with covid-19 pandemic in 2020: age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries // BMJ. 2021. Vol. 373. P. n1137. doi: 10.1136/bmj.n1137
51. Khader Y., Al Nsour M. Excess mortality during the COVID-19 pandemic in Jordan: secondary data analysis // JMIR Public Health Surveill. 2021. Vol. 7, N 10. P. e32559. doi: 10.2196/32559
52. Akhmetzhanov A.R. Estimation of delay-adjusted all-cause excess mortality in the USA: March–December 2020 // Epidemiol Infect. 2021. Vol. 149. P. e156. doi: 10.1017/S0950268821001527
53. Bilinski A., Emanuel E.J. COVID-19 and excess all-cause mortality in the US and 18 comparison countries // JAMA. 2020. Vol. 324, N 20. P. 2100–2102. doi: 10.1001/jama.2020.20717
54. Traub E., Amoon A.T., Rollin-Alamillo L., et al. Excess mortality associated with the COVID-19 pandemic Los Angeles County, March–September 2020 // J Public Health Manag Pract. 2021. Vol. 27, N 3. P. 233–239. doi: 10.1097/PHH.0000000000001344
55. Strongman H., Carreira H., De Stavola B.L., et al. Factors associated with excess all-cause mortality in the first wave of the COVID-19 pandemic in the UK: a time series analysis using the Clinical Practice Research Datalink // PLoS Med. 2022. Vol. 19, N 1. P. e1003870. doi: 10.1371/journal.pmed.1003870
56. Sanmarchi F., Golinelli D., Lenzi J., et al. Exploring the gap between excess mortality and COVID-19 deaths in 67 countries // JAMA Netw Open. 2021. Vol. 4, N 7. P. e2117359. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2021.17359
57. Lajous M., Huerta-Gutiérrez R., Kennedy J., et al. Excess deaths in Mexico city and New York city during the COVID-19 pandemic, March to August 2020 // Am J Public Health. 2021. Vol. 111, N 10. P. 1847–1850. doi: 10.2105/AJPH.2021.306430
58. Dorrucci M., Minelli G., Boros S., et al. Excess mortality in Italy during the COVID-19 pandemic: assessing the differences between the first and the second wave, year 2020 // Front Public Health. 2021. Vol. 9. P. 669209. doi: 10.3389/fpubh.2021.669209
59. Santos A.M.D., Souza B.F., Carvalho C.A., et al. Excess deaths from all causes and by COVID-19 in Brazil in 2020 // Rev Saude Publica. 2021. Vol. 55. P. 71. doi: 10.11606/s1518-8787.2021055004137
60. Dahal S., Banda J.M., Bento A.I., et al. Characterizing all-cause excess mortality patterns during COVID-19 pandemic in Mexico // BMC Infect Dis. 2021. Vol. 21, N 1. P. 432. doi: 10.1186/s12879-021-06122-7
61. Peretz C., Rotem N., Keinan-Boker L., et al. Excess mortality in Israel associated with COVID-19 in 2020–2021 by age group and with estimates based on daily mortality patterns in 2000–2019 // Int J Epidemiol. 2022. Vol. 51, N 3. P. 727–736. doi: 10.1093/ije/dyac047

62. Sinnathamby M.A., Whitaker H., Coughlan L., et al. All-cause excess mortality observed by age group and regions in the first wave of the COVID-19 pandemic in England // Euro Surveill. 2020. Vol. 25, N 28. P. 2001239. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.28.2001239
63. Walkowiak M.P., Walkowiak D. Underestimation in reporting excess COVID-19 death data in Poland during the first three pandemic waves // Int J Environ Res Public Health. 2022. Vol. 19, N 6. P. 3692. doi: 10.3390/ijerph19063692
64. Ackley C.A., Lundberg D.J., Ma L., et al. County-level estimates of excess mortality associated with COVID-19 in the United States // SSM Popul Health. 2022. Vol. 17. P. 101021. doi: 10.1016/j.ssmph.2021.101021
65. Al Wahaibi A., Al-Maani A., Alyaquobi F., et al. Effects of COVID-19 on mortality: a 5-year population-based study in Oman // Int J Infect Dis. 2021. Vol. 104. P. 102–107. doi: 10.1016/j.ijid.2020.12.054
66. Iuliano A.D., Chang H.H., Patel N.N., et al. Estimating under-recognized COVID-19 deaths, United States, march 2020-may 2021 using an excess mortality modelling approach // Lancet Reg Health Am. 2021. Vol. 1. P. 100019. doi: 10.1016/j.lana.2021.100019
67. Scortichini M., Schneider Dos Santos R., De' Donato F., et al. Excess mortality during the COVID-19 outbreak in Italy: a two-stage interrupted time-series analysis // Int J Epidemiol. 2021. Vol. 49, N 6. P. 1909–1917. doi: 10.1093/ije/dyaa169
68. Shin M.S., Sim B., Jang W.M., Lee J.Y. Estimation of excess all-cause mortality during COVID-19 pandemic in Korea // J Korean Med Sci. 2021. Vol. 36, N 39. P. e280. doi: 10.3346/jkms.2021.36.e280
69. Barnard S., Fryers P., Fitzpatrick J., et al. Inequalities in excess premature mortality in England during the COVID-19 pandemic: a cross-sectional analysis of cumulative excess mortality by area deprivation and ethnicity // BMJ Open. 2021. Vol. 11, N 12. P. e052646. doi: 10.1136/bmjopen-2021-052646
70. Sempé L., Lloyd-Sherlock P., Martínez R., et al. Estimation of all-cause excess mortality by age-specific mortality patterns for countries with incomplete vital statistics: a population-based study of the case of Peru during the first wave of the COVID-19 pandemic // Lancet Reg Health Am. 2021. Vol. 2. P. 100039. doi: 10.1016/j.lana.2021.100039
71. Passos V.M.A., Brant L.C.C., Pinheiro P.C., et al. Higher mortality during the COVID-19 pandemic in socially vulnerable areas in Belo Horizonte: implications for vaccine prioritization. Maior mortalidade durante a pandemia de COVID-19 em áreas socialmente vulneráveis em Belo Horizonte: implicações para a priorização da vacinação // Rev Bras Epidemiol. 2021. Vol. 24. P. e210025. doi: 10.1590/1980-549720210025
72. Riley A.R., Chen Y.H., Matthay E.C., et al. Excess mortality among Latino people in California during the COVID-19 pandemic // SSM Popul Health. 2021. Vol. 15. P. 100860. doi: 10.1016/j.ssmph.2021.100860
73. Chen Y.H., Glymour M., Riley A., et al. Excess mortality associated with the COVID-19 pandemic among Californians 18-65 years of age, by occupational sector and occupation: March through November 2020 // PLoS One. 2021. Vol. 16, N 6. P. e0252454. doi: 10.1371/journal.pone.0252454
74. Nucci L.B., Enes C.C., Ferraz F.R., et al. Excess mortality associated with COVID-19 in Brazil: 2020–2021 // J Public Health (Oxf). 2023. Vol. 45, N 1. P. e7–e9. doi: 10.1093/pubmed/fdab398
75. Kirpich A., Shishkin A., Weppelmann T.A., et al. Excess mortality in Belarus during the COVID-19 pandemic as the case study of a country with limited non-pharmaceutical interventions and limited reporting // Sci Rep. 2022. Vol. 12, N 1. P. 5475. doi: 10.1038/s41598-022-09345-z
76. Cevallos-Valdiviezo H., Vergara-Montesdeoca A., Zambrano-Zambrano G. Measuring the impact of the COVID-19 outbreak in Ecuador using preliminary estimates of excess mortality, March 17–October 22, 2020 // Int J Infect Dis. 2021. Vol. 104. P. 297–299. doi: 10.1016/j.ijid.2020.12.045
77. Kelly G., Petti S., Noah N. Covid-19, non-Covid-19 and excess mortality rates not comparable across countries // Epidemiol Infect. 2021. Vol. 149. P. e176. doi: 10.1017/S0950268821001850
78. Safavi-Naini S.A.A., Farsi Y., Alali W.Q., et al. Excess all-cause mortality and COVID-19 reported fatality in Iran (April 2013–September 2021): age and sex disaggregated time series analysis // BMC Res Notes. 2022. Vol. 15, N 1. P. 130. doi: 10.1186/s13104-022-06018-y
79. Vieira A., Peixoto V.R., Aguiar P., Abrantes A. Rapid estimation of excess mortality during the COVID-19 pandemic in Portugal — beyond reported deaths // J Epidemiol Glob Health. 2020. Vol. 10, N 3. P. 209–213. doi: 10.2991/jegh.k.200628.001
80. Pelat C., Boëlle P.Y., Cowling B.J., et al. Online detection and quantification of epidemics // BMC Med Inform Decis Mak. 2007. Vol. 7. P. 29. doi: 10.1186/1472-6947-7-29
81. https://github.com/ [интернет]. EuroMOMOnetwork / MOMO [дата обращения: 26.04.2023]. Доступ по ссылке: https://github.com/EuroMOMOnetwork/MOMO
82. Wiemken T.L., Rutschman A.S., Niemotka S., Prener C.G. Excess mortality in the United States in 2020: forecasting and anomaly detection // Am J Infect Control. 2021. Vol. 49, N 9. P. 1189–1190. doi: 10.1016/j.ajic.2021.03.013
83. Aburto J.M., Kashyap R., Schöley J., et al. Estimating the burden of the COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis // J Epidemiol Community Health. 2021. Vol. 75, N 8. P. 735–740. doi: 10.1136/jech-2020-215505
84. Deprez P., Shevchenko P.V., Wüthrich M.V. Machine learning techniques for mortality modeling // European Actuarial Journal. 2017. Vol. 7, N 2. P. 337–352. doi: 10.1007/s13385-017-0152-4
85. Levantesi S., Pizzorusso V. Application of machine learning to mortality modeling and forecasting // Risks. 2019. Vol. 7, N 1. P. 26. doi: 10.3390/risks7010026
86. Perla F., Richman R., Scognamiglio S., Wuthrich M.V. Time-series forecasting of mortality rates using deep learning // SSRN. 2021. Vol. 2021, N 7. P. 572–598. doi: 10.2139/ssrn.3595426
87. Гусев А.В., Андрейченко А.Е., Котловский М.Ю., и др. Краткосрочное прогнозирование показателей смертности на основе оперативных данных методом машинного обучения // Демографическое обозрение. 2023. Т. 10, № 2. С. 132–142. doi: 10.17323/demreview.v10i2.17768

REFERENCES

1. Wasim U, Tahir MJ, Siddiqi AR, et al. The impact of the COVID-19 pandemic on impending cancer deaths due to delays in diagnosis in the UK. *J Med Virol*. 2022;94(1):20–21. doi: 10.1002/jmv.27305
2. Williams R, Jenkins DA, Ashcroft DM, et al. Diagnosis of physical and mental health conditions in primary care during the COVID-19 pandemic: a retrospective cohort study. *Lancet Public Health*. 2020;5(10):e543–e550. doi: 10.1016/S2468-2667(20)30201-2
3. Mohamed MO, Banerjee A, Clarke S, et al. Impact of COVID-19 on cardiac procedure activity in England and associated 30-day mortality. *Eur Heart J Qual Care Clin Outcomes*. 2021;7(3):247–256. doi: 10.1093/ehjqcco/qcaa079
4. Qi J, Zhang D, Zhang X, et al. Do lockdowns bring about additional mortality benefits or costs? Evidence based on Death Records from 300 million Chinese people. *medRxiv*. 2020;20183699. doi: 10.1101/2020.08.28.20183699
5. Kontopantelis E, Mamas MA, Webb RT, et al. Excess deaths from COVID-19 and other causes by region, neighbourhood deprivation level and place of death during the first 30 weeks of the pandemic in England and Wales: a retrospective registry study. *Lancet Reg Health Eur*. 2021;7:100144. doi: 10.1016/j.lanepe.2021.100144
6. Vanella P, Basellini U, Lange B. Assessing excess mortality in times of pandemics based on principal component analysis of weekly mortality data-the case of COVID-19. *Genus*. 2021;77(1):16. doi: 10.1186/s41118-021-00123-9
7. Vestergaard LS, Nielsen J, Richter L, et al. Excess all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Europe — preliminary pooled estimates from the EuroMOMO network, March to April 2020. *Euro Surveill*. 2020;25(26):2001214. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.26.2001214
8. https://euromomo.eu/ [Internet]. Methods — EuroMOMO [дата обращения: 26.04.2023]. Available from: https://euromomo.eu/how-it-works/methods
9. Quevedo-Ramirez A, Al-Kassab-Córdova A, Mendez-Guerra C, et al. Altitude and excess mortality during COVID-19 pandemic in Peru. *Respir Physiol Neurobiol*. 2020;281:103512. doi: 10.1016/j.resp.2020.103512
10. Ramírez-Soto MC, Ortega-Cáceres G, Arroyo-Hernández H. Excess all-cause deaths stratified by sex and age in Peru: a time series analysis during the COVID-19 pandemic. *BMJ Open*. 2022;12(3):e057056. doi: 10.1136/bmjopen-2021-057056
11. Molenberghs G, Faes C, Verbeeck J, et al. COVID-19 mortality, excess mortality, deaths per million and infection fatality ratio, Belgium, 9 March 2020 to 28 June 2020. *Euro Surveill*. 2022;27(7):2002060. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2022.27.7.2002060
12. Modig K, Ahlbom A, Ebeling M. Excess mortality from COVID-19: weekly excess death rates by age and sex for Sweden and its most affected region. *Eur J Public Health*. 2021;31(1):17–22. doi: 10.1093/eurpub/ckaa218
13. Mannucci E, Nreu B, Monami M. Factors associated with increased all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Italy. *Int J Infect Dis*. 2020;98:121–124. doi: 10.1016/j.ijid.2020.06.077
14. Lima EEC, Vilela EA, Peralta A, et al. Investigating regional excess mortality during 2020 COVID-19 pandemic in selected Latin American countries. *Genus*. 2021;77(1):30. doi: 10.1186/s41118-021-00139-1
15. Liu J, Zhang L, Yan Y, et al. Excess mortality in Wuhan city and other parts of China during the three months of the covid-19 outbreak: findings from nationwide mortality registries. *BMJ*. 2021;372:n415. doi: 10.1136/bmj.n415
16. Pimenoff VN, Elfström M, Baussano I, et al. Estimating total excess mortality during a coronavirus disease 2019 outbreak in Stockholm, Sweden. *Clin Infect Dis*. 2021;72(11):e890–e892. doi: 10.1093/cid/ciaa1593
17. Kapitsinis N. The underlying factors of excess mortality in 2020: a cross-country analysis of pre-pandemic healthcare conditions and strategies to cope with Covid-19. *BMC Health Serv Res*. 2021;21(1):1197. doi: 10.1186/s12913-021-07169-7
18. Cusack DA. COVID-19 pandemic: coroner's database of death inquiries with clinical epidemiology and total and excess mortality analyses in the district of Kildare March to June 2020. *J Forensic Leg Med*. 2020;76:102072. doi: 10.1016/j.jflm.2020.102072
19. Bogos K, Kiss Z, Kerpel Fronius A, et al. Different trends in excess mortality in a central european country compared to main european regions in the year of the COVID-19 pandemic (2020): a Hungarian analysis. *Pathol Oncol Res*. 2021;27:1609774. doi: 10.3389/pore.2021.1609774
20. Drapkina OM, Samorodskaya IV, Kakorina EP. Issues related to death reasons coding during the COVID-19 epidemic. *The Russian Journal of Preventive Medicine*. 2020;23(7):23–32. doi: 10.17116/profmed20202307123
21. Drapkina OM, Samorodskaya IV, Kakorina EP, Semenov VYu. COVID-19 and regional mortality in the Russian Federation. *The Russian Journal of Preventive Medicine*. 2021;24(7):14–21. doi: 10.17116/profmed20212407114
22. Goroshko NV, Patsala SV. Excess mortality during the COVID-19 pandemic: Russian regions against the backdrop of the country. *Social and Labor Research*. 2022;(1):103–116. doi: 10.34022/2658-3712-2022-46-1-103-116
23. Goroshko NV, Patsala SV. Main causes of excess mortality in Russia in the context of the COVID-19 pandemic. *Social Aspects of Population Health*. 2021;67(6):1. doi: 10.21045/2071-5021-2021-67-6-1
24. Goroshko NV, Patsala SV. Excess mortality in the elderly population of Russia under the COVID-19 pandemic. *Social Area*. 2022;8(1):1. doi: 10.15838/sa.2022.1.33.1
25. Maruotti A, Jona-Lasinio G, Divino F, et al. Estimating COVID-19-induced excess mortality in Lombardy, Italy. *Aging Clin Exp Res*. 2022;34(2):475–479. doi: 10.1007/s40520-021-02060-1
26. Leffler CT, Lykins V JD, Das S, et al. Preliminary analysis of excess mortality in india during the COVID-19 pandemic. *Am J Trop Med Hyg*. 2022;106(5):1507–1510. doi: 10.4269/ajtmh.21-0864
27. Verbeeck J, Faes C, Neyens T, et al. A linear mixed model to estimate COVID-19-induced excess mortality. *Biometrics*. 2023;79(1):417–425. doi: 10.1111/biom.13578
28. Gibertoni D, Adja KYC, Golinelli D, et al. Patterns of COVID-19 related excess mortality in the municipalities of Northern

Italy during the first wave of the pandemic. *Health Place*. 2021;67:102508. doi: 10.1016/j.healthplace.2021.102508
29. Chan EYS, Cheng D, Martin J. Impact of COVID-19 on excess mortality, life expectancy, and years of life lost in the United States. *PLoS One*. 2021;16(9):e0256835.
30. Tadbiri H, Moradi-Lakeh M, Naghavi M. All-cause excess mortality and COVID-19-related deaths in Iran. *Med J Islam Repub Iran*. 2020;34:80. doi: 10.1371/journal.pone.0256835
31. Gibertoni D, Sanmarchi F, Adja KYC, et al. Small-scale spatial distribution of COVID-19-related excess mortality. *MethodsX*. 2021;8:101257. doi: 10.1016/j.mex.2021.101257
32. Karlinsky A, Kobak D. Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset. *Elife*. 2021;10:e69336. doi: 10.7554/eLife.69336
33. Paglino E, Lundberg DJ, Zhou Z, et al. Monthly excess mortality across counties in the United States during the Covid-19 pandemic, March 2020 to February 2022. *medRxiv*. 2022;2022.04.23.22274192. doi: 10.1101/2022.04.23.22274192
34. Quast T, Andel R. Excess mortality associated with COVID-19 by demographic group: evidence from Florida and Ohio. *Public Health Rep*. 2021;136(6):782–790. doi: 10.1177/00333549211041550
35. Goujon A, Natale F, Ghio D, Conte A. Demographic and territorial characteristics of COVID-19 cases and excess mortality in the European Union during the first wave. *J Popul Res (Canberra)*. 2022;39(4):533–556. doi: 10.1007/s12546-021-09263-3
36. Warsame A, Bashiir F, Freemantle T, et al. Excess mortality during the COVID-19 pandemic: a geospatial and statistical analysis in Mogadishu, Somalia. *Int J Infect Dis*. 2021;113:190–199. doi: 10.1016/j.ijid.2021.09.049
37. Stokes AC, Lundberg DJ, Elo IT, et al. Assessing the impact of the Covid-19 pandemic on US mortality: a county-level analysis. *medRxiv*. 2021;2020.08.31.20184036. doi: 10.1101/2020.08.31.20184036
38. Achilleos S, Quattrocchi A, Gabel J, et al. Excess all-cause mortality and COVID-19-related mortality: a temporal analysis in 22 countries, from January until August 2020. *Int J Epidemiol*. 2022;51(1):35–53. doi: 10.1093/ije/dyab123
39. Wu J, Mafham M, Mamas MA, et al. Place and underlying cause of death during the COVID-19 pandemic: retrospective cohort study of 3.5 million deaths in England and Wales, 2014 to 2020. *Mayo Clin Proc*. 2021;96(4):952–963. doi: 10.1016/j.mayocp.2021.02.007
40. Alicandro G, Remuzzi G, Centanni S, et al. Excess total mortality during the Covid-19 pandemic in Italy: updated estimates indicate persistent excess in recent months. *Med Lav*. 2022;113(2):e2022021. doi: 10.23749/mdl.v113i2.13108
41. Modig K, Lambe M, Ahlbom A, Ebeling M. Excess mortality for men and women above age 70 according to level of care during the first wave of COVID-19 pandemic in Sweden: a population-based study. *Lancet Reg Health Eur*. 2021;4:100072. doi: 10.1016/j.lanepe.2021.100072
42. Gadeyne S, Rodriguez-Loureiro L, Surkyn J, et al. Are we really all in this together? The social patterning of mortality during the first wave of the COVID-19 pandemic in Belgium. *Int J Equity Health*. 2021;20(1):258. doi: 10.1186/s12939-021-01594-0
43. Conti S, Ferrara P, Mazzaglia G, et al. Magnitude and time-course of excess mortality during COVID-19 outbreak: population-based empirical evidence from highly impacted provinces in northern Italy. *ERJ Open Res*. 2020;6(3):00458-2020. doi: 10.1183/23120541.00458-2020
44. Nielsen J, Nørgaard SK, Lanzieri G, et al. Sex-differences in COVID-19 associated excess mortality is not exceptional for the COVID-19 pandemic. *Sci Rep*. 2021;11(1):20815. doi: 10.1038/s41598-021-00213-w
45. Fouillet A, Pontais I, Caserio-Schönemann C. Excess all-cause mortality during the first wave of the COVID-19 epidemic in France, March to May 2020. *Euro Surveill*. 2020;25(34):2001485. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.34.2001485
46. Décarie Y, Michaud PC. Counting the dead: COVID-19 and mortality in Quebec and British Columbia during the first wave. *Can Stud Popul*. 2021;48(2-3):139–164. doi: 10.1007/s42650-021-00053-z
47. Brant LCC, Nascimento BR, Teixeira RA, et al. Excess of cardiovascular deaths during the COVID-19 pandemic in Brazilian capital cities. *Heart*. 2020;106(24):1898–1905. doi: 10.1136/heartjnl-2020-317663
48. Teixeira RA, Vasconcelos AMN, Torens A, et al. Excess mortality due to natural causes among whites and blacks during the COVID-19 pandemic in Brazil. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2022;55(suppl 1):e0283. doi: 10.1590/0037-8682-0283-2021
49. Todd M, Pharis M, Gulino SP, et al. Excess mortality during the COVID-19 pandemic in Philadelphia. *Am J Public Health*. 2021;111(7):1352–1357. doi: 10.2105/AJPH.2021.306285
50. Islam N, Shkolnikov VM, Acosta RJ, et al. Excess deaths associated with covid-19 pandemic in 2020: age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries. *BMJ*. 2021;373:n1137. doi: 10.1136/bmj.n1137
51. Khader Y, Al Nsour M. Excess mortality during the COVID-19 pandemic in Jordan: secondary data analysis. *JMIR Public Health Surveill*. 2021;7(10):e32559. doi: 10.2196/32559
52. Akhmetzhanov AR. Estimation of delay-adjusted all-cause excess mortality in the USA: March–December 2020. *Epidemiol Infect*. 2021;149:e156. doi: 10.1017/S0950268821001527
53. Bilinski A, Emanuel EJ. COVID-19 and excess all-cause mortality in the US and 18 comparison countries. *JAMA*. 2020;324(20):2100–2102. doi: 10.1001/jama.2020.20717
54. Traub E, Amoon AT, Rollin-Alamillo L, et al. Excess mortality associated with the COVID-19 pandemic Los Angeles county, March–September 2020. *J Public Health Manag Pract*. 2021;27(3):233–239. doi: 10.1097/PHH.0000000000001344
55. Strongman H, Carreira H, De Stavola BL, et al. Factors associated with excess all-cause mortality in the first wave of the COVID-19 pandemic in the UK: a time series analysis using the clinical practice research datalink. *PLoS Med*. 2022;19(1):e1003870. doi: 10.1371/journal.pmed.1003870
56. Sanmarchi F, Golinelli D, Lenzi J, et al. Exploring the gap between excess mortality and COVID-19 deaths in 67 countries. *JAMA Netw Open*. 2021;4(7):e2117359. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2021.17359
57. Lajous M, Huerta-Gutiérrez R, Kennedy J, et al. Excess deaths in Mexico city and New York City during the COVID-19 pandemic, March to August 2020. *Am J Public Health*. 2021;111(10):1847–1850. doi: 10.2105/AJPH.2021.306430
58. Dorrucci M, Minelli G, Boros S, et al. Excess mortality in Italy during the COVID-19 pandemic: assessing the differences

between the first and the second wave, year 2020. *Front Public Health*. 2021;9:669209. doi: 10.3389/fpubh.2021.669209

59. Santos AMD, Souza BF, Carvalho CA, et al. Excess deaths from all causes and by COVID-19 in Brazil in 2020. *Rev Saude Publica*. 2021;55:71. doi: 10.11606/s1518-8787.2021055004137

60. Dahal S, Banda JM, Bento AI, et al. Characterizing all-cause excess mortality patterns during COVID-19 pandemic in Mexico. *BMC Infect Dis*. 2021;21(1):432. doi: 10.1186/s12879-021-06122-7

61. Peretz C, Rotem N, Keinan-Boker L, et al. Excess mortality in Israel associated with COVID-19 in 2020–2021 by age group and with estimates based on daily mortality patterns in 2000–2019. *Int J Epidemiol*. 2022;51(3):727–736. doi: 10.1093/ije/dyac047

62. Sinnathamby MA, Whitaker H, Coughlan L, et al. All-cause excess mortality observed by age group and regions in the first wave of the COVID-19 pandemic in England. *Euro Surveill*. 2020;25(28):2001239. doi: 10.2807/1560-7917.ES.2020.25.28.2001239

63. Walkowiak MP, Walkowiak D. Underestimation in reporting excess COVID-19 death data in Poland during the first three pandemic waves. *Int J Environ Res Public Health*. 2022;19(6):3692. doi: 10.3390/ijerph19063692

64. Ackley CA, Lundberg DJ, Ma L, et al. County-level estimates of excess mortality associated with COVID-19 in the United States. *SSM Popul Health*. 2022;17:101021. doi: 10.1016/j.ssmph.2021.101021

65. Al Wahaibi A, Al-Maani A, Alyaquobi F, et al. Effects of COVID-19 on mortality: a 5-year population-based study in Oman. *Int J Infect Dis*. 2021;104:102–107. doi: 10.1016/j.ijid.2020.12.054

66. Iuliano AD, Chang HH, Patel NN, et al. Estimating under-recognized COVID-19 deaths, United States, March 2020–May 2021 using an excess mortality modelling approach. *Lancet Reg Health Am*. 2021;1:100019. doi: 10.1016/j.lana.2021.100019

67. Scortichini M, Schneider Dos Santos R, De' Donato F, et al. Excess mortality during the COVID-19 outbreak in Italy: a two-stage interrupted time-series analysis. *Int J Epidemiol*. 2021;49(6):1909–1917. doi: 10.1093/ije/dyaa169

68. Shin MS, Sim B, Jang WM, Lee JY. Estimation of excess all-cause mortality during COVID-19 pandemic in Korea. *J Korean Med Sci*. 2021;36(39):e280. doi: 10.3346/jkms.2021.36.e280

69. Barnard S, Fryers P, Fitzpatrick J, et al. Inequalities in excess premature mortality in England during the COVID-19 pandemic: a cross-sectional analysis of cumulative excess mortality by area deprivation and ethnicity. *BMJ Open*. 2021;11(12):e052646. doi: 10.1136/bmjopen-2021-052646

70. Sempé L, Lloyd-Sherlock P, Martínez R, et al. Estimation of all-cause excess mortality by age-specific mortality patterns for countries with incomplete vital statistics: a population-based study of the case of Peru during the first wave of the COVID-19 pandemic. *Lancet Reg Health Am*. 2021;2:100039. doi: 10.1016/j.lana.2021.100039

71. Passos VMA, Brant LCC, Pinheiro PC, et al. Higher mortality during the COVID-19 pandemic in socially vulnerable areas in Belo Horizonte: implications for vaccine prioritization. Maior mortalidade durante a pandemia de COVID-19 em áreas socialmente vulneráveis em Belo Horizonte: implicações para a priorização da vacinação. *Rev Bras Epidemiol*. 2021;24:e210025. doi: 10.1590/1980-549720210025

72. Riley AR, Chen YH, Matthay EC, et al. Excess mortality among Latino people in California during the COVID-19 pandemic. *SSM Popul Health*. 2021;15:100860. doi: 10.1016/j.ssmph.2021.100860

73. Chen YH, Glymour M, Riley A, et al. Excess mortality associated with the COVID-19 pandemic among Californians 18–65 years of age, by occupational sector and occupation: March through November 2020. *PLoS One*. 2021;16(6):e0252454. doi: 10.1371/journal.pone.0252454

74. Nucci LB, Enes CC, Ferraz FR, et al. Excess mortality associated with COVID-19 in Brazil: 2020–2021. *J Public Health (Oxf)*. 2023;45(1):e7–e9. doi: 10.1093/pubmed/fdab398

75. Kirpich A, Shishkin A, Weppelmann TA, et al. Excess mortality in Belarus during the COVID-19 pandemic as the case study of a country with limited non-pharmaceutical interventions and limited reporting. *Sci Rep*. 2022;12(1):5475. doi: 10.1038/s41598-022-09345-z

76. Cevallos-Valdiviezo H, Vergara-Montesdeoca A, Zambrano-Zambrano G. Measuring the impact of the COVID-19 outbreak in Ecuador using preliminary estimates of excess mortality, March 17–October 22, 2020. *Int J Infect Dis*. 2021;104:297–299. doi: 10.1016/j.ijid.2020.12.045

77. Kelly G, Petti S, Noah N. Covid-19, non-Covid-19 and excess mortality rates not comparable across countries. *Epidemiol Infect*. 2021;149:e176. doi: 10.1017/S0950268821001850

78. Safavi-Naini SAA, Farsi Y, Alali WQ, et al. Excess all-cause mortality and COVID-19 reported fatality in Iran (April 2013–September 2021): age and sex disaggregated time series analysis. *BMC Res Notes*. 2022;15(1):130. doi: 10.1186/s13104-022-06018-y

79. Vieira A, Peixoto VR, Aguiar P, Abrantes A. Rapid estimation of excess mortality during the COVID-19 pandemic in Portugal — beyond reported deaths. *J Epidemiol Glob Health*. 2020;10(3):209–213. doi: 10.2991/jegh.k.200628.001

80. Pelat C, Boëlle PY, Cowling BJ, et al. Online detection and quantification of epidemics. *BMC Med Inform Decis Mak*. 2007;7:29. doi: 10.1186/1472-6947-7-29

81. https://github.com/ [Internet]. EuroMOMOnetwork / MOMO [дата обращения: 26.04.2023]. Available from: https://github.com/EuroMOMOnetwork/MOMO

82. Wiemken TL, Rutschman AS, Niemotka S, Prener CG. Excess mortality in the United States in 2020: forecasting and anomaly detection. *Am J Infect Control*. 2021;49(9):1189–1190. doi: 10.1016/j.ajic.2021.03.013

83. Aburto JM, Kashyap R, Schöley J, et al. Estimating the burden of the COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis. *J Epidemiol Community Health*. 2021;75(8):735–740. doi: 10.1136/jech-2020-215505

84. Deprez P, Shevchenko PV, Wüthrich MV. Machine learning techniques for mortality modeling. *European Actuarial Journal*. 2017; 7(2):337–352. doi: 10.1007/s13385-017- 0152-4

85. Levantesi S, Pizzorusso V. Application of machine learning to mortality modeling and forecasting. *Risks*. 2019;7(1):26. doi: 10.3390/risks7010026

86. Perla F, Richman R, Scognamiglio S, Wüthrich MV. Time-series forecasting of mortality rates using deep learning. *SSRN*. 2021;2021(7):572–598. doi: 10.2139/ssrn.3595426

87. Gusev A, Andreychenko A, Kotlovskii M, et al. Short-term forecasting of mortality rates based on operational data using machine learning methods. *Demographic Review*. 2023;10(2):132–142. doi: 10.17323/demreview.v10i2.17768

ОБ АВТОРАХ

*** Кригер Екатерина Анатольевна,** к.м.н., доцент;
адрес: Российская Федерация, 163061, Архангельск, Троицкий проспект, д. 51;
ORCID: 0000-0001-5179-5737;
eLibrary SPIN: 2686-7226;
e-mail: kate-krieger@mail.ru

Постоев Виталий Александрович, к.м.н., PhD, доцент;
ORCID: 0000-0003-4982-4169;
eLibrary SPIN: 6070-2486;
e-mail: ispha@nsmu.ru

Гржибовский Андрей Мечиславович, PhD;
ORCID: 0000-0002-5464-0498;
eLibrary SPIN: 5118-0081;
e-mail: a.grjibovski@yandex.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

AUTHORS' INFO

*** Ekaterina A. Krieger,** MD, Cand. Sci. (Med.), MPH, Associate Professor;
address: 51 Troickij avenue, 163061 Arhangel'sk, Russian Federation;
ORCID: 0000-0001-5179-5737;
eLibrary SPIN: 2686-7226;
e-mail: kate-krieger@mail.ru

Vitaly A. Postoev, MD, Cand. Sci. (Med.), MPH, PhD, Associate Professor;
ORCID: 0000-0003-4982-4169;
eLibrary SPIN: 6070-2486;
e-mail: ispha@nsmu.ru

Andrej M. Grjibovski, MD, MPhil, PhD;
ORCID: 0000-0002-5464-0498;
eLibrary SPIN: 5118-0081;
e-mail: a.grjibovski@yandex.ru

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

План Декады здорового старения 2020–2030 Всемирной организации здравоохранения: обзор концепций политики в контексте развития геронтологии

Е.Ю. Голубева[1], А.Г. Соловьев[2]

[1] Северный (Арктический) федеральный университет имени М.В. Ломоносова, Архангельск, Российская Федерация;
[2] Северный государственный медицинский университет, Архангельск, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Представлены результаты анализа основных положений международных документов концептуального плана «Декада здорового старения 2020–2030» ВОЗ для рассмотрения перспективных направлений исследований в геронтосоциальной политике России. Для комплексного анализа стратегических направлений ВОЗ по «Декаде здорового старения 2020–2030», глобальных документов ВОЗ и ООН и федеральных источников по политике старения населения, принятых за последние пять лет, использованы 16 текстов, имеющих в названии/полном тексте термин «здоровое старение (долголетие)», и 2 текста с упоминающимся термином «политика здорового старения (долголетия)», размещённых в электронной научной базе данных eLIBRARY.RU.

Представлена эволюция концептуальных подходов мирового сообщества к политике старения населения в контексте глобальных документов ВОЗ и ООН: изменение установок, мнения и поведения в отношении возраста и старения; обеспечение в местных сообществах условий, способствующих расширению возможностей пожилых людей; предоставление персонифицированной комплексной и первичной медико-санитарной помощи с учётом потребностей пожилых людей; обеспечение пожилым людям доступа к долгосрочному уходу. Определены точки соприкосновения и синергии в направлениях научной деятельности по декаде старения, в целях ООН и других документах по геронтологической политике. Систематизированы особенности концептуальных и реализуемых на практике подходов к политике здорового старения в российском и зарубежных научных сообществах.

В концепции здорового старения ВОЗ сфокусировано внимание на глобальном обсуждении необходимости смены парадигмы, переориентации медицинских и социальных служб на персонифицированные скоординированные модели помощи лицам пожилого возраста, усилении фокуса на развитие долговременного ухода. Показано, что интеграция медицинских, психолого-социальных, экологических, экономических и других услуг оказывает решающее значение в обеспечении основы для всеобъемлющего обмена информацией и предоставления поддержки пожилого человека в процессе здорового старения.

Ключевые слова: геронтология; пожилое население; здоровое старение; политика Всемирной организации здравоохранения; направления научных исследований в России.

Как цитировать:
Голубева Е.Ю., Соловьев А.Г. План Декады здорового старения 2020–2030 Всемирной организации здравоохранения: обзор концепций политики в контексте развития геронтологии // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 499–508. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

Рукопись получена: 20.08.2023 **Рукопись одобрена:** 15.09.2023 **Опубликована online:** 08.11.2023

ЭКО•ВЕКТОР

Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

The WHO Decade of Healthy Ageing 2020–2030: a policy conception review in the gerontology context

Elena Yu. Golubeva[1], Andrey G. Soloviev[2]

[1] Northern (Arctic) Federal University named after M.V. Lomonosov, Arkhangelsk, Russian Federation;
[2] Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russian Federation

ABSTRACT

This article is a review of the key international documents within the conceptual framework of the "Decade of Healthy Aging 2020–2030" by the World Health Organization (WHO). The aim was to identify potential areas of research in gerontosocial policy in Russia. The methodology employed in this study involved a comprehensive examination of the WHO's strategic directions for the "Decade of Healthy Aging 2020–2030," as well as relevant global documents from both the WHO and the United Nations. Additionally, federal sources on population aging policy implemented in the past five years were also considered. In total, 16 texts containing the term "Healthy Aging (Longevity)" in their title or full text, along with 2 texts specifically focused on "Healthy Aging (Longevity) policy," were sourced from the electronic scientific database eLIBRARY.RU.

The evolution of conceptual approaches to population aging policy within the global community is examined in the context of the World Health Organization (WHO) and the United Nations (UN) global documents. This analysis encompasses changing attitudes, opinions, and behaviors towards age and aging, as well as empower older individuals in local communities. Additionally, we explored the importance of personalized comprehensive and primary healthcare that caters to the specific needs of older people, as well as ensuring their access to long-term care. Furthermore, this study identifies the points of contact and synergy between scientific activities focused on the Decade of Aging, UN goals, and other gerontological policy documents. By doing so, we attempted to establish a comprehensive understanding of the conceptual and practical approaches to Healthy Aging policy within both Russian and international research communities.

The WHO concept of Healthy Aging has highlighted the need for a paradigm shift in the way we approach the medical and social services provided to the elderly. This shift calls for a personalized and coordinated care model, as well as a greater emphasis on the development of long-term care solutions. Research has consistently shown that the integration of medical, psychological, social, environmental, and economic support, is important in establishing a solid foundation for comprehensive information exchange. This integration is essential in ensuring the provision of effective services that can effectively support the elderly throughout their Healthy Aging process.

Key words: gerontology; older population; healthy aging; WHO policy; research directions in Russia.

To cite this article:
Golubeva EYu, Soloviev AG. The WHO Decade of Healthy Ageing 2020–2030: a policy conception review in the gerontology context. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology).* 2023;30(7):499–508. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

Received: 20.08.2023 **Accepted:** 15.09.2023 **Published online:** 08.11.2023

ECO•VECTOR

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

Процесс старения населения является всеобъемлющей проблемой для сообществ стран всего мира. Быстрое старение влияет практически на все сферы деятельности и прежде всего — на здравоохранение и социальную защиту [1, 2].

В большинстве государств процесс старения характеризуется двумя взаимосвязанными тенденциями: всё больше людей достигают пенсионного возраста и продолжительность жизни неуклонно растёт. Увеличивается количество лет, которые лица пожилого и старческого возраста живут без инвалидности. Тем не менее процесс старения сопровождается ослаблением функций организма, поэтому возникает потребность поддержки в повседневной жизни, что подразумевает необходимость изучения распределения и детерминант состояния здоровья различных групп населения и их применения для мониторинга проблем со здоровьем [3].

Процесс старения сам по себе способствует увеличению межиндивидуальной вариабельности и ослаблению категориальных определений традиционных нозологических заболеваний. Поддержка здорового и продуктивного старения в «дополнительные годы более поздней жизни», а также развитие социальных практик, структур и политики, позволяющих пожилым людям вносить свой вклад в жизнь общества, являются ключевыми вопросами большинства политик в области старения, опубликованных ВОЗ за последние пять лет. Одна из общих целей состоит в возможности обеспечения «старения на месте» с учётом важности чувства идентичности и принадлежности месту проживания в пожилом возрасте [4].

Возрастная структура населения России будет также изменяться, следуя современным мировым демографическим тенденциям — увеличению доли пожилых людей в общей численности населения и уменьшению доли лиц трудоспособного и младшего возраста [5]. В Российской Федерации процессы старения населения происходят на фоне относительно низкой продолжительности жизни и сохраняющейся высокой смертности трудоспособного населения [6].

Основные стратегические документы Российской Федерации, в которых рассматриваются процессы старения населения и действия правительства по преодолению проблем старости: «Стратегия действий в интересах граждан старшего поколения в Российской Федерации до 2025 года» [6] и федеральная программа «Старшее поколение» национального проекта «Демография» [7] — заканчиваются в конце 2024 года. Требуется осмыслить и проанализировать приоритеты и направления политики, которые есть в российском сообществе в отношении лиц старшего поколения для формирования грамотной геронтосоциальной политики на перспективу. В связи с этим требуется анализ международных социально-политических концепций научно-исследовательской деятельности в геронтологии.

Настоящий обзор посвящён анализу основных положений международных документов концептуальной модели «здоровое старение» ВОЗ 2020–2030 гг. для рассмотрения перспективных направлений исследований в геронтосоциальной политике России.

МЕТОДОЛОГИЯ ПОИСКА ИСТОЧНИКОВ

Основанием для данного обзора послужил комплексный анализ стратегических направлений ВОЗ по плану «Декады здорового старения 2020–2030» [3], глобальных документов ВОЗ и ООН и федеральных источников по политике старения населения, принятых за последние пять лет; а также определение их синергетических позиций по темам долголетия. Путём поиска в российской научной электронной базе данных eLIBRARY.RU был оценён масштаб внимания к этой теме с использованием терминов «здоровое старение» и «политика здорового старения». Термины через поиск были заявлены в заголовке, аннотации и ключевых словах в научных журнальных статьях, монографиях, академических диссертациях, материалах конференций и отчётах, взятых для анализа. Критерием исключения послужил термин «здоровый образ жизни», который не является синонимом в контексте исследования «здорового старения». Итого использованы 16 текстов, имеющих в названии/полном тексте термин «здоровое старение (долголетие)», и 2 текста с упоминающимся термином «политика здорового старения (долголетия)», размещённых в электронной научной базе данных eLIBRARY.RU.

ТЕРМИНЫ «ЗДОРОВОЕ ДОЛГОЛЕТИЕ» И «АКТИВНОЕ ДОЛГОЛЕТИЕ» — ЕСТЬ ЛИ РАЗЛИЧИЕ?

Результаты поиска показывают, что лишь немногие российские исследователи используют термин «здоровое старение» или политику в отношении него в названии, аннотации и ключевых словах. Однако во многих публикациях в полном тексте обсуждаются важные аспекты, такие как питание в пожилом возрасте, геронтологическое образование и гериатрическая помощь, физическая культура и другие актуальные темы, которые входят в тематику «здорового долголетия». Одно из объяснений заключается в том, что операционализация дефиниций «здоровое старение» все ещё обсуждается и консенсус не достигнут ни в англоязычной [8], ни в российской литературе [1]. В первом случае S.J. McLaughlin и соавт. [9], которые проанализировали определения здорового старения, пришли к выводу, что может быть приемлемым функциональное определение здоровья, т.е. отсутствие симптоматических заболеваний и инвалидности. Однако ценный прагматический подход, поддерживаемый исследователями, не учитывает социальный аспект

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

старения, который считается решающим из-за его влияния на развитие и поддержание здоровья в любом возрасте [10].

Термин «активное старение (долголетие)» не был использован для объяснения «здорового долголетия» как взаимозаменяемый в данной статье, так как он относится к ранее принятой концепции ВОЗ «Активная старость: политические рамки» 2002 года [11], значительная часть которой была посвящена различным аспектам здоровья, также входящим в документ по «Декаде здорового старения 2020–2030». О.В. Синявская [12] констатирует, что «более актуальными становятся вопросы поддержания здоровья на всём жизненном пути человека, лежащие в основе понятия "здорового старения" или "здорового долголетия" с учётом национальной социальной политики в условиях старения населения». A. Sidorenko и A. Zaidi [13] отмечают, что термин «активное старение» практически малоупотребителен в странах бывшего СНГ, в основном из-за того, что он может иметь отрицательное значение во многих (славянских) языках этих стран. Понятие «активное старение» может почти бессознательно включать образ кого-то, кто состарился слишком быстро. С точки зрения семантики более приемлемым термином было бы «долголетие», а не активное старение. В отечественной научной литературе найдены оба определения, однако в официальных правительственных программах используется только «активное долголетие».

В Глобальной стратегии и плане действий по проблеме старения и здоровья на 2016–2020 гг., принятой на 69-й сессии Всемирной ассамблеи здравоохранения [14], зафиксировано: «Здоровое старение определяется как процесс развития и поддержания функциональной способности, обеспечивающей благополучие в пожилом возрасте, имеющей холистический характер и объединяющей в себе все элементы и компоненты существования и жизни, которые имеют ценность в глазах людей».

Согласно Всемирному докладу о старении и здоровье [15], термин «здоровое старение» широко применяется в научных и социально-политических кругах, при этом отмечаются широкие разногласия в отношении его содержания либо способов определения/оценки: например, он используется для определения состояния здоровья в отсутствие заболеваний (для разграничения здоровых и больных людей). Такой подход проблематичен, поскольку у многих пожилых людей может быть одно или несколько заболеваний, которые несложно контролируются и мало влияют на способность к функционированию. Следовательно, при формулировании стратегии общественного здравоохранения по проблемам старения ВОЗ рассматривает здоровое старение как более целостное понятие с привязкой к жизненному циклу. В целом оно определяется как процесс развития и поддержания функциональных способностей, обеспечивающих благополучие в пожилом возрасте [15].

КОНЦЕПТУАЛЬНЫЕ ПОДХОДЫ МИРОВОГО СООБЩЕСТВА К ЗДОРОВОМУ ДОЛГОЛЕТИЮ

Здоровое старение находится в центре внимания деятельности ВОЗ по проблемам старения в период 2015–2030 гг. и заменяет предыдущую концепцию «активной старости» 2002 года. Термин «здоровое», как и «активное» старение (долголетие) отражает необходимость действий во многих секторах. Подчёркивается, что пожилые люди остаются ресурсом для своих семей, местного сообщества и экономики [16]. Во Всемирном докладе о старении и здоровье ВОЗ [15] сформулирована концептуальная модель здорового старения для реализации на ближайшее десятилетие. Реализация политики содействия здоровому старению требует активных усилий для обеспечения лучшего понимания многообразных потребностей населения пожилого возраста. Разработка плана реализации программы «Декада здорового старения 2020–2030» в Европейском регионе даёт возможность рассмотреть некоторые из оставшихся и возникающих проблем политики здорового старения, здоровья и благополучия пожилых людей, в том числе находящихся в уязвимом положении [17].

В Глобальной стратегии и плане действий по проблеме старения и здоровья на 2016–2020 гг. [14] сформулированы несколько стратегических целей:

- приверженность действиям по здоровому старению в каждой стране;
- создание благоприятной для пожилых людей среды;
- приведение систем здравоохранения в соответствие с потребностями пожилого населения;
- разработка устойчивых и доступных систем долгосрочного ухода;
- улучшение измерения, мониторинга и исследований здорового старения.

Документ инициировал глобальную дискуссию о необходимости смены парадигмы для переориентации здравоохранения и социальных услуг в сторону ориентированных на человека и скоординированных моделей помощи [18].

Глобальная стратегия включает в себя многосекторальные меры в отношении подхода к здоровому старению на протяжении всей жизни, чтобы способствовать как более долгой, так и более здоровой жизни, что и явилось основой для принятия плана «Декада здорового старения 2020–2030».

В программе определены 10 приоритетов [3]:

1. Построение платформы для инноваций по инициированию изменений для здорового старения путём объединения людей и идей со всего мира.

2. Поддержка планирования и действий для получения странами умений и инструментов, необходимых для разработки политики, позволяющей людям жить долгой и здоровой жизнью.

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco568625

3. Сбор данных по здоровому старению.

4. Продвижение исследований, адресованных нуждающемуся пожилому населению, для ответов на актуальные вопросы инновационными способами.

5. Выстраивание системы здравоохранения в соответствии с потребностями пожилого населения.

6. Закладка основ системы долговременного ухода в любой стране для достойной жизни в соответствии с реализацией прав человека.

7. Обеспечение человеческих ресурсов для предоставления качественных услуг в области здравоохранения и долговременного ухода за пожилыми людьми.

8. Проведение глобальной кампании по борьбе с эйджизмом: изменить то, как мы думаем, чувствуем и действуем в отношении возраста и старения.

9. Экономика инвестиций в здоровое старение: лучшее понимание затрат и возможностей здорового старения.

10. Развитие глобальной сети городов и сообществ, благоприятных для пожилых людей.

Указанные приоритеты подчёркивают важность согласованных межсекторальных действий и позволяют сформулировать основные направления исследования здорового старения, в том числе с учётом последствий пандемии COVID-19, совпавшей с началом Декады (табл. 1).

Приоритетные области «Декады здорового старения ВОЗ 2020–2030» определяются рамками Мадридского международного плана действий по проблемам старения (2002) [19], Глобальной стратегии и плана действий по проблеме старения и здоровья на 2016–2020 гг. [14], которые присоединены к Повестке дня в области устойчивого развития ООН на период до 2030 года в виде Целей устойчивого развития (ЦУР) (Цель 3 — Здоровье и благополучие и Цель 11 — Создание благоприятных для пожилых людей городов и сообществ) [20] и тесно взаимосвязаны: здравоохранение и социальная помощь имеют ключевое значение для развития сообществ, что в свою очередь способствует расширению возможностей пожилых людей.

Таблица 1. Направления исследования здорового старения
Table 1. Areas of healthy aging research

Направление	Краткое описание направления
Изменение установок, мнения и поведения в отношении возраста и старения Change how we think, feel and act towards age and ageing	Десятилетие даёт возможность привлекать средства массовой информации, обновлять информацию и воспитывать солидарность поколений, акцентируя внимание на негативных стереотипах, предрассудках и дискриминации по возрасту и на насилии в отношении пожилых людей, в том числе во время изоляции The Decade is an opportunity to engage the media, update information and foster intergenerational solidarity by highlighting negative stereotypes, prejudice and age discrimination and violence against older persons, including during isolation
Обеспечение в местных сообществах условий, способствующих расширению возможностей пожилых людей Ensure that communities foster the abilities of older people	Существующая инфраструктура в городах и посёлках должна быть использована для выявления лиц пожилого возраста, находящихся в группе риска; распространения информации; удовлетворения основных потребностей, обеспечивающих социальную поддержку и медико-социальный уход. Необходимо сотрудничество с местными поставщиками услуг, предприятиями, гражданским обществом для взаимодействия по прекращению передачи COVID-19, смягчению его последствий Existing infrastructure in cities and towns should be utilized to identify older people at risk, disseminate information, meet basic needs providing social support and medical and social care. Collaboration with local service providers, businesses, civil society is needed to work together to stop COVID-19 transmission, mitigate its effects
Предоставление ориентированной на человека комплексной и первичной медико-санитарной помощи с учётом потребностей пожилых людей Deliver person centred integrated care and primary health services responsive to older people	Расширение масштабов недискриминационного, доступного комплексного ухода за пожилыми людьми, для чего необходимы инвестиции и трансформация систем здравоохранения. Требуются разработки новых технологий, практическое применение телемедицины, работа с секторами, не относящимися к здравоохранению, с целью создания возможности для людей сохранять и поддерживать индивидуальные способности Scaling up non-discriminatory, accessible integrated care for older persons requires investment and transformation of health systems. The development of new technologies, the practical application of telemedicine, and work with non-health sectors are required to enable people to maintain and sustain their individual capacities
Обеспечение пожилым людям доступа к долговременного уходу Provide access to long-term care for older people who need it	Для повышения доступности долговременного ухода необходимо извлечение уроков из пандемии COVID-19 — своевременная вакцинация пожилых людей и равные услуги долгосрочного ухода, в том числе на дому и в общинах To increase access to long-term care, lessons learnt from the COVID-19 pandemic — timely vaccination of older adults and equitable long-term care services, including home and community-based services — are needed

Дизайн среды обитания может стимулировать и мотивировать население, а также предоставить возможности пожилым людям для социального участия в решении поставленных задач. Изменение климата влечёт за собой неожиданные и новые риски для здоровья населения, особенно более уязвимых категорий.

ОТРАЖЕНИЕ ПОВЕСТКИ «ЗДОРОВОГО ДОЛГОЛЕТИЯ» В РОССИЙСКИХ КОНЦЕПТУАЛЬНЫХ ДОКУМЕНТАХ И ПРОГРАММАХ

В качестве синергии концепций ООН по здоровому старению и устойчивому развитию правительства различных стран признали, что старение населения будет иметь последствия для достижения ЦУР, включая увеличение спроса на основные услуги, необходимость адаптации физической среды к потребностям пожилых людей на фоне усилившегося давления в плане финансирования социальных услуг, здравоохранения и пенсионного обеспечения. Инвестиции в образование и здоровье, обучение на протяжении всей жизни могут повысить производительность и поддерживать экономический рост даже на фоне сокращения доли трудоспособного населения. В документах ООН также указано, что политика и приоритеты в отношении старения всё ещё отсутствуют в национальных планах и стратегиях устойчивого развития многих стран [21].

Российские и зарубежные учёные, разделяя концепцию устойчивого развития, акцентируют своё внимание на органическом единстве устойчивости экосистем, экономической, инфраструктурной устойчивости и социальном благополучии. Устойчивое развитие напрямую связано с качеством жизни и влияет на него, поскольку экономические, социальные и экологические системы в условиях устойчивости обеспечивают здоровую, продуктивную и, следовательно, качественную жизнь наций в настоящем и будущем. Курс на устойчивое развитие официально принят ООН в качестве стратегического направления развития входящих в эту организацию стран до 2030 года и на отдалённую перспективу — до 2050 года [22].

M. Annear и соавт. [23] обнаружили значительные корреляции между условиями окружающей среды и здоровьем, а также социальной вовлечённостью пожилых людей. В частности, на состоянии психического и физического здоровья пожилых крайне негативно отражается проживание в местности, для которой характерны чрезмерный шум, загрязнённый воздух, обилие мусора, проблемы с освещением, интенсивное автомобильное движение, недостаток зон для отдыха и прогулок, экстремальные (как положительные, так и отрицательные) температуры и т.п. Одновременно отмечено позитивное влияние таких факторов, как разнообразие социальных контактов, активное участие в социальной жизни, проживание с детьми, в благополучном с социально-экономической точки зрения районе, в однородной этнической местности или рядом со сверстниками, добрые отношения с соседями и пр.

Р.В. Воробьёв и А.В. Короткова [5] отметили, что ключевыми задачами, составляющими суть европейской концепции здорового старения, являются профилактика заболеваний и создание среды, позволяющей пожилым сохранять активность как можно дольше. Показано, что показатели старения населения России близки с показателями большинства развитых стран, а также существуют тенденции выравнивания процесса старения в субъектах Российской Федерации. Сложившаяся ситуация требует постоянного мониторинга и учёта в стратегическом планировании на всех уровнях, а также дифференцирования социальной политики субъектов федерации в отношении пожилых людей для обеспечения принципов здорового старения и оценки потребности в уходе [24].

О.В. Синявская [12] рассматривает концепцию здорового долголетия ВОЗ как более человекоцентричную; отмечает важность государственных приоритетов в условиях старения населения; анализирует, как пожилое население представляет благополучную старость и существующие для неё барьеры.

M. Cesari с соавт. [25] показали, что для улучшения интеграции здравоохранения и социальных услуг в поддержание здорового старения необходимы усилия на микро-, мезо- и системном уровнях, обеспечивающие целенаправленные планы ухода посредством скоординированных междисциплинарных действий и эффективного решения потребностей пожилого человека.

Повестка дня ООН в области устойчивого развития, принятая в 2015 году, и действия, необходимые для его реализации, дают возможность интегрировать перспективные направления исследования старения в международные и национальные программы развития, что указано в Стратегии действий в интересах граждан старшего поколения в Российской Федерации до 2025 года, принятой в 2016 году [6], а также в национальном проекте «Демография», принятом в 2019 году, в который входит федеральный проект «Старшее поколение» [7]. Проект нацелен на увеличение периода активного долголетия и продолжительности здоровой жизни людей, создание системы долговременного ухода за пожилыми людьми и инвалидами, реорганизацию существующих и строительство новых организаций социального обслуживания по мировым стандартам, бесплатное освоение россиянами предпенсионного возраста новых компетенций, прохождение профессионального обучения на базе вузов и колледжей [26]. Анализируя проект «Старшее поколение», А.А. Ткаченко [27] отмечает, что в его основе лежит заведомо некорректный подход «опоры» на общий показатель ожидаемой продолжительности жизни, поэтому цель обозначается как увеличение ожидаемой продолжительности здоровой жизни до 67 лет, что по отношению к мужчинам

в свете действующего на протяжении всего периода выполнения программы (2019–2024 гг.) нового порога выхода на пенсию в России (женщины — с 60 лет, мужчины — с 65 лет) звучит удручающе. Кроме того, автор фокусирует внимание на том, что «добавление в название данного показателя эпитета "здоровой" требовало от разработчиков хотя бы пояснения, что они имеют под этим в виду. Имеется лишь ссылка на понятие "активное долголетие" в трактовке ВОЗ как "процесс оптимизации возможностей в области здоровья, участия в общественной жизни и безопасности в целях поддержания качества жизни стареющего населения (ВОЗ, 2002)", что не совсем грамотно». По мнению М.А. Булановой [28], требуется корректировка целей и целевых показателей: цель «увеличение ожидаемой продолжительности здоровой жизни» должна выполнять роль основной в национальных проектах «Демография» и «Здравоохранение», так как показатель «ожидаемая продолжительность здоровой жизни» связан с показателями заболеваемости и уровнем инвалидности; показатель «ожидаемая продолжительность здоровой жизни» основан на субъективных оценках населения, нельзя проследить динамику его изменения, так как по субъектам РФ он ранее не измерялся.

Таким образом, в отечественных документах отражены вопросы, способствующие развитию направления «здоровое долголетие», но имеются проблемы с терминологией: что понимается под «здоровым долголетием». Российские исследователи обоснованно отмечают неточности в ключевых терминах федеральной программы «Старшее поколение», недостаточную связь целевых показателей с содержанием проекта и направлениями исследований.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В контексте плана «Декады здорового старения 2020–2030» ВОЗ отмечены пробелы, возможности и направления действий для достижения синергетического прогресса в геронтологических исследованиях. В концепции здорового старения ВОЗ внимание сфокусировано на глобальном обсуждении необходимости смены парадигмы, переориентации медицинских и социальных служб на персонифицированные скоординированные модели помощи лицам пожилого возраста; а также усилении фокуса на развитие долговременного ухода. Интеграция медицинских, психолого-социальных, экологических, экономических и других услуг имеет решающее значение в обеспечении основы для всеобъемлющего обмена информацией и предоставления услуг по поддержке пожилого человека в процессе здорового старения, что требует дополнительных научных исследований в этих направлениях. Новый концептуальный план является продолжением концепции «Активная старость: политические рамки» 2002 года. Показано, что большинство исследовательских направлений и действий политики, сформированной на их базе, выполнено. Требуются новые исследовательские приоритеты и акценты на ближайшие 10 лет. В российских основных концептуальных документах не все приоритеты получили должное развитие с точки зрения как научных исследований, так и инноваций в геронтосоциальной политике. В российских работах представлен критический анализ прикладных направлений реализации здорового долголетия, которые служат основанием для уточнений целевых показателей и содержания региональных программ, касающихся пожилого населения. Новые международно-политические документы ВОЗ и анализ деятельности по российским стратегическим документам послужат источником информации при разработке новых отечественных приоритетов геронтологической политики.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Вклад авторов. Е.Ю. Голубева участвовала в создании концепции работы, внесла существенный вклад в подготовку текста, окончательно утвердила присланную в редакцию рукопись; А.Г. Соловьев участвовал в разработке дизайна исследования, интерпретации результатов, подготовке окончательного варианта статьи.

Источники финансирования. Материалы подготовлены по результатам участия в мероприятиях профессионального развития победителем конкурса «Академический десант» благотворительной программы «Стипендиальная программа Владимира Потанина» благотворительного Фонда Владимира Потанина.

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

ADDITIONAL INFORMATION

Authors' contribution. E.Yu. Golubeva participated in the development of the concept of the study, drafted the text andapproved the submitted version of the manuscript; A.G. Soloviev participated in designing the study, interpretating of the results, and writing the the final version of the article.

Funding. The study was supported by the "Vladimir Potanin Scholarship Program" of the Vladimir Potanin Charity Foundation.

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Голубева Е.Ю. Современные направления научно-практических исследований в области политики активного и здорового долголетия: опыт и перспективы // Успехи геронтологии. 2015. Т. 28, № 4. С. 634–638.
2. Golini A. Possible policy responses to population ageing and population decline. The case of Italy // Expert Group Meeting on Policy Response to Population Ageing and Population Decline; October 16–18 2000; New York. Режим доступа:

https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/unpd-egm_200010_golini.pdf Дата обращения 12.03.2015.
3. https://www.who.int/ [интернет]. Decade of healthy ageing: baseline report — summary. World Health Organization; 2021 [дата обращения: 12.03.2021]. Доступ по ссылке: https://cdn.who.int/media/docs/default-source/decade-of-healthy-ageing/final-decade-proposal/decade-proposal-final-apr2020-ru.pdf?sfvrsn=64fd27ba_4
4. https://unece.org/ [интернет]. Mainstreaming ageing — revisited. UNECE Policy Brief on Ageing No. 27 [дата обращения: 04.12.2022]. Доступ по ссылке: https://unece.org/sites/default/files/2022-02/ECE-WG.1-39-PB27.pdf
5. Воробьёв Р.В., Короткова А.В. Аналитический обзор проблемы здорового старения в странах Европейского региона ВОЗ и Российской Федерации // Социальные аспекты здоровья населения. 2016. № 5. С. 3. Режим доступа: https://elibrary.ru/item.asp?id=27385883
6. Распоряжение Правительства Российской Федерации от 5.02.2016 г. № 164-р «Стратегия действий в интересах граждан старшего поколения в Российской Федерации до 2025 года». Режим доступа: https://base.garant.ru/71322816/ Дата обращения 20.09.2019.
7. Федеральный проект «Старшее поколение». Режим доступа: https://mintrud.gov.ru/ministry/programms/demography/3 Дата обращения 20.05.2021.
8. Poscia A.R., Falvo D.I., Milia L.A., et al. Healthy ageing — happy ageing: health promotion for older people in Italy // Zdrowie Publiczne i Zarzadzanie. 2017. Vol. 15, N 1. P. 34–48. doi: 10.4467/20842627OZ.17.005.6231
9. McLaughlin S.J., Jette A.M., Connell C.M. An examination of healthy aging across a conceptual continuum: prevalence estimates, demographic patterns, and validity // J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2012. Vol. 67, N 7. P. 783–789. doi: 10.1093/gerona/glr234
10. Liotta G., Canhao H., Cenko F., et al. Active ageing in Europe: adding healthy life to years // Front Med (Lausanne). 2018. Vol. 5. P. 123. doi: 10.3389/fmed.2018.00123
11. https://iris.who.int/ [интернет]. World Health Organization. Active ageing: a policy framework. 2002 [дата обращения: 12.12.2022]. Доступ по ссылке: https://apps.who.int/iris/handle/10665/67215
12. Синявская О.В. От активного к здоровому долголетию. Какой может быть модель социальной политики в интересах граждан старшего поколения в современной России // Социодиггер. 2022. Т. 3. № 5-6. С. 45–51.
13. Sidorenko A., Zaidi A. Active ageing in CIS countries: semantics, challenges, and responses // Curr Gerontol Geriatr Res. 2013. Vol. 2013. P. 261819. doi: 10.1155/2013/261819
14. https://www.who.int/ [интернет]. Global strategy and action plan on ageing and health. World Health Organization, 2017 [дата обращения: 12.03.2021]. Доступ по ссылке: https://www.who.int/publications/i/item/9789241513500
15. World Health Organization. World report on ageing and health [интернет]. 2015. Дата обращения: 12.03.2021. Доступ по ссылке: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/186463/1/9789240694811_eng.pdf
16. Golubeva E., Emelyanova A. Policy initiatives on healthy ageing in Russia from 2010–2020 // European Journal of Mental Health. 2020. Vol. 15, N 2. P. 93–110. doi: 10.5708/EJMH.15.2020.2.2
17. Де Мартино М., Леонова И.С. Обзор стратегий и плана действий ЕС в поддержку здорового старения. В кн.: Старшее поколение современной России: материалы международной научно-практической конференции; Нижний Новгород, 13–14 октября 2021 года; Нижний Новгород : Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского, 2021. 779 с.
18. Araujo de Carvalho I., Epping-Jordan J., Pot A.M., et al. Organizing integrated health-care services to meet older people's needs // Bull World Health Organ. 2017. Vol. 95, N 11. P. 756–763. doi: 10.2471/BLT.16.187617
19. https://social.desa.un.org/ [интернет]. United Nations. Madrid international plan of action on ageing [дата обращения: 12.09.2021]. Доступ по ссылке: https://www.un.org/development/desa/ageing/madrid-plan-of-action-and-its-implementation.html
20. https://unstats.un.org/ [интернет]. The Sustainable Development Goals Report 2022 [дата обращения: 12.03.2022]. Доступ по ссылке: https://unstats.un.org/sdgs/report/2022/
21. https://www.un.org/ [интернет]. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. World Population Ageing 2019: Highlights [дата обращения: 12.03.2021]. Доступ по ссылке: https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/pdf/ageing/WorldPopulationAgeing2019-Highlights.pdf
22. Шлихтер А.А. Вопросы измерения качества жизни в США и концепция устойчивого развития // Общество и экономика. 2018. № 7. С. 99–112. doi: 10.31857/S020736760000177-3
23. Annear M., Keeling S., Wilkinson T., et al. Environmental influences on healthy and active ageing: a systematic review // Ageing & Society. 2012. Vol. 34, N 4. P. 590–562. doi: 10.1017/S0144686X1200116X
24. Голубева Е.Ю., Данилова Р.И., Соловьев А.Г. Социально-экологические подходы к оценке потребности в уходе за пожилыми людьми // Экология человека. 2005. № 9. С. 48–53.
25. Cesari M., Sumi Y., Han Z.A., et al. Implementing care for healthy ageing // BMJ Global Health. 2022. Vol. 7. P. e007778. doi: 10.1136/ bmjgh-2021-007778
26. Дубовик М.В. Долголетие в контексте национального проекта // Экономика и управление: научно-практический журнал. 2019. № 6. С. 14–18.
27. Ткаченко А.А. Государственная политика и национальный проект «Демография» // Народонаселение. 2018. Т. 21, № 4. С. 23–35. doi: 10.26653/1561-7785-2018-21-4-03
28. Буланова М.А. Федеральный проект «Старшее поколение: проблемы измерения и перспективы реализации» // Власть и управление на Востоке России. 2019. № 4. С. 101–115. doi: 10.22394/1818-4049-2019-89-4-101-115

REFERENCES

1. Golubeva EYu. Modern directions of scientific and practical research of the policy of active and healthy longevity: experience and perspectives. *Advances in Gerontology*. 2015;28(4):96–100. (In Russ).

2. Golini A. Possible policy responses to population ageing and population decline. The case of Italy. Expert Group Meeting on Policy Response to Population Ageing and Population Decline; 2000 Oct 16–18; New York. Available from: https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/unpd-egm_200010_golini.pdf
3. https://www.who.int/ [Internet]. Decade of healthy ageing: baseline report — summary. World Health Organization; 2021 [cited: 12.03.2021]. Available from: https://cdn.who.int/media/docs/default-source/decade-of-healthy-ageing/final-decade-proposal/decade-proposal-final-apr2020-ru.pdf?sfvrsn=64fd27ba_4
4. https://unece.org/ [Internet]. Mainstreaming ageing — revisited. UNECE Policy Brief on Ageing No. 27 [cited: 04.12.2022]. Available from: https://unece.org/sites/default/files/2022-02/ECE-WG.1-39-PB27.pdf
5. Vorobyev RV, Korotkova AV. Analytical review of healthy ageing in the WHO European region countries and Russian Federation. *Social aspects of population health*. 2016;(5):3. (In Russ). Available from: https://elibrary.ru/item.asp?id=27385883
6. Order of the Government of the Russian Federation from 5.02.2016 N 164-p "Strategija dejstvij v interesah grazhdan starshego pokolenija v Rossijskoj Federacii do 2025 goda". Available from: https://base.garant.ru/71322816/ (In Russ).
7. Federal project "Starshee pokolenie". Available from: https://rosmintrud.ru/ministry/programms/demography/3 (In Russ).
8. Poscia AR, Falvo DI, Milia LA, et al. Healthy ageing — happy ageing: health promotion for older people in Italy. *Zdrowie Publiczne i Zarzadzanie*. 2017;15(1):34–48. doi: 10.4467/20842627OZ.17.005.6231
9. McLaughlin SJ, Jette AM, Connell CM. An examination of healthy aging across a conceptual continuum: prevalence estimates, demographic patterns, and validity. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2012;67(7):783–789. doi: 10.1093/gerona/glr234
10. Liotta G, Canhao H, Cenko F, et al. Active ageing in Europe: adding healthy life to years. *Front Med (Lausanne)*. 2018;5:123. doi: 10.3389/fmed.2018.00123
11. https://iris.who.int/ [Internet]. World Health Organization. Active ageing: a policy framework. 2002 [cited: 12.12.2022]. Available from: https://apps.who.int/iris/handle/10665/67215
12. Sinjavskaja OV. Ot aktivnogo k zdorovomu dolgoletiju. Kakoj mozhet byt' model' social'noj politiki v interesah grazhdan starshego pokolenija v sovremennoj Rossii. *Sociodigger*. 2022;3(5-6):45–51. (In Russ).
13. Sidorenko A, Zaidi A. Active ageing in CIS countries: semantics, challenges, and responses. *Curr Gerontol Geriatr Res*. 2013;2013:261819. doi: 10.1155/2013/261819.
14. https://www.who.int/ [Internet]. Global strategy and action plan on ageing and health. World Health Organization; 2017 [cited: 12.03.2021]. Available from: https://www.who.int/publications/i/item/9789241513500
15. World Health Organization. *World report on ageing and health* [Internet]. World Health Organization, 2015 [cited: 12.03.2021]. Available from: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/186463/1/9789240694811_eng.pdf
16. Golubeva E, Emelyanova A. Policy initiatives on healthy ageing in Russia from 2010–2020. *European Journal of Mental Health*. 2020;15(2):93–110. doi: 10.5708/EJMH.15.2020.2.2
17. De Martino M, Leonova IS. An overview of the eu strategies and action plan in support of healthy aging. In: *Starshee pokolenie sovremennoj Rossii: materialy mezhdunarodnoj nauchno-prakticheskoj konferencii*; Nizhy Novgorod, 2021 Oct 13–14; Nizhy Novgorod: Nacional'nyj issledovatel'skij Nizhegorodskij gosudarstvennyj universitet im. N.I. Lobachevskogo; 2021. 779 p. (In Russ).
18. Araujo de Carvalho I, Epping-Jordan J, Pot AM, et al. Organizing integrated health-care services to meet older people's needs. *Bull World Health Organ*. 2017;95(11):756–763. doi: 10.2471/BLT.16.1876171
19. https://social.desa.un.org/ [Internet]. United Nations. Madrid international plan of action on ageing [cited: 12.09.2021]. Available from: https://www.un.org/development/desa/ageing/madrid-plan-of-action-and-its-implementation.html
20. https://unstats.un.org/ [Internet]. The Sustainable Development Goals Report 2022 [cited: 12.03.2022]. Available from: https://unstats.un.org/sdgs/report/2022/
21. https://www.un.org/ [Internet]. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. World Population Ageing 2019: Highlights [cited: 12.03.2021]. Available from: https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/pdf/ageing/WorldPopulationAgeing2019-Highlights.pdf
22. Shlihter A. The concept of sustainable development and the evaluation of the quality of life. *Society and Economy*. 2018;(7):99–112. (In Russ). doi: 10.31857/S020736760000177-3
23. Annear M, Keeling S, Wilkinson T, et al. Environmental influences on healthy and active ageing: a systematic review. *Ageing & Society*. 2012;34(4):590–562. doi: 10.1017/S0144686X1200116X
24. Golubeva EYu, Danilova RI, Soloviev AG. Social-ecological approaches to evaluation of the need in care of elderly people. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology)*. 2005;(9):48–53. (In Russ).
25. Cesari M, Sumi Y, Han ZA, et al. Implementing care for healthy ageing. *BMJ Global Health*. 2022;7:e007778. doi: 10.1136/bmjgh-2021-007778
26. Dubovik MV. Longevity in the context of the national project. *Economics and Management: Research and Practice Journal*. 2019;6:14–18. (In Russ).
27. Tkachenko AA. State policy and national project Demography. *Population*. 2018;21(4):23–35. (In Russ). doi: 10.26653/1561-7785-2018-21-4-03
28. Bulanova MA. Federal senior generation project: challenges measurements and implementation prospects. *Power and Administration in the East of Russia*. 2019;(4):101–115. (In Russ). doi: 10.22394/1818-4049-2019-89-4-101-115

ОБ АВТОРАХ

*** Голубева Елена Юрьевна,** д.б.н., профессор;
адрес: Российская Федерация, 163002, Архангельск, набережная Северной Двины, д. 17;
ORCID: 0000-0002-4791-258X;
SPIN: 7637-5730;
e-mail: e.golubeva@narfu.ru

Соловьев Андрей Горгоньевич, д.м.н., профессор;
ORCID: 0000-0002-0350-1359;
SPIN: 2952-0619;
e-mail: ASoloviev1@yandex.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

AUTHORS' INFO

*** Elena Yu. Golubeva,** Dr. Sci. (Biol.), professor;
address: 17 naberezhnaja Severnoj Dviny, 163002 Arhangel'sk, Russian Federation;
ORCID: 0000-0002-4791-258X;
SPIN: 7637-5730;
e-mail: e.golubeva@narfu.ru

Andrey G. Soloviev, MD, Dr. Sci. (Med.), professor;
ORCID: 0000-0002-0350-1359;
SPIN: 2952-0619;
e-mail: ASoloviev1@yandex.ru

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

Расчёт объёма выборки при планировании поперечных исследований

Н.А. Митькин[1], С.Н. Драчев[1], Е.А. Кригер[1], В.А. Постоев[1], А.М. Гржибовский[1, 2]

[1] Северный государственный медицинский университет, Архангельск, Российская Федерация;
[2] Северный (Арктический) федеральный университет имени М.В. Ломоносова, Архангельск, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Поперечные исследования наиболее широко распространены в отечественной медицинской литературе. Однако в подавляющем их большинстве не проводится расчёт размера выборки на этапе планирования, а анализ выполняется с помощью простейших методов статистики. Это не только ограничивает возможности использования данных, но и может привести к ошибочным выводам.

Качество научного исследования определяется грамотным планированием, чёткой постановкой задач и формулировкой статистических гипотез, которые будут проверяться наиболее подходящими для них методами. Одно из центральных мест в этом процессе занимает определение необходимого объёма выборки. В данной статье мы представляем пошаговый алгоритм расчёта объёма выборки, который может применяться для планирования поперечных исследований с различными научными задачами и типами данных. Доступным языком описывается применение самых популярных в биомедицинской литературе методов многомерного анализа данных: логистической регрессии для изучения бинарных исходов и их предикторов и линейной регрессии для оценки независимого влияния нескольких факторов на количественные исходы.

Несмотря на наличие большого числа программ для расчёта объёма выборки, в данной публикации мы демонстрируем применение свободно распространяемой программы G*Power. Программа имеет интуитивно-понятный интерфейс, может применяться для различных статистических тестов и использоваться для расчёта величины эффекта и графического отображения результатов анализа мощности. Каждый этап сопровождается примерами и скриншотами с пошаговым разбором, что делает материал удобным для восприятия и практического применения.

Мы надеемся, что статья станет полезным практическим руководством на этапе планирования исследований и поможет учёным решать большее число задач и оценивать влияние факторов риска на изучаемые исходы с достаточной статистической мощностью.

Ключевые слова: поперечное исследование; объём выборки; регрессионный анализ; G*Power.

Как цитировать:
Митькин Н.А., Драчев С.Н., Кригер Е.А., Постоев В.А., Гржибовский А.М. Расчёт объёма выборки при планировании поперечных исследований // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 509–522. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

Рукопись получена: 14.09.2023 **Рукопись одобрена:** 28.09.2023 **Опубликована online:** 18.11.2023

ЭКО•ВЕКТОР

Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

Sample size calculation for cross-sectional studies

Nikita A. Mitkin[1], Sergei N. Drachev[1], Ekaterina A. Krieger[1], Vitaly A. Postoev[1], Andrej M. Grjibovski[1, 2]

[1] Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russian Federation;
[2] M.V. Lomonosov Northern (Arctic) Federal University, Arkhangelsk, Russian Federation

ABSTRACT

The cross-sectional study design is widely prevalent in Russian medical literature. However, a significant number of these studies neglect to calculate the sample size during the planning phase, and the analysis often relies solely on basic bivariate statistics. This compromises the validity of the findings and increases the risk of drawing inaccurate conclusions.

The scientific rigor of a study depends on a quality of planning, a clear problem statement, and precise formulation of statistical hypotheses, which are then tested using the most appropriate analytical methods. At the core of this process lies the determination of the appropriate sample size. The primary objective of this article is to provide a comprehensive, step-by-step guide for the sample size calculation process. By adhering to our guidelines, researchers can ensure that their cross-sectional studies possess sufficient statistical power to generate meaningful results. We acknowledge the significance of tailoring sample size calculations to the specific objectives and data characteristics of each study. Therefore, our approach is designed to be flexible and adaptable, accommodating the unique requirements of diverse research endeavors.

There are several software options available for sample size calculation; however, we use the G*Power software for all the examples presented in this paper. Our guide is designed to provide practical understanding of the topic, with each step being accompanied by illustrative examples and detailed screenshots. This approach ensures that the material is not only understandable but also applicable in real-world scenarios. Furthermore, we take the extra step of interpreting every dialog box and screenshot, aiming to create a comfortable user experience with the software. We hope that this paper will serve as a valuable guide in the planning stage of a study, helping researchers to address a wider range of issues and reliably estimate the associations between selected exposures and the outcomes of interest with sufficient statistical power.

Keywords: cross-sectional studies; sample size; regression analysis; G*Power.

To cite this article:
Mitkin NA, Drachev SN, Krieger EA, Postoev VA, Grjibovski AM. Sample size calculation for cross-sectional studies. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology).* 2023;30(7):509–522. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

Received: 14.09.2023 **Accepted:** 28.09.2023 **Published online:** 18.11.2023

ECO•VECTOR

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

Поперечные (одномоментные) исследования широко применяются в науках о здоровье в России и странах ближнего зарубежья. В таких исследованиях одновременно собираются данные о воздействии (как правило, факторе риска) и исходе (заболевании или состоянии), что обеспечивает быстрый и экономически эффективный сбор данных. Они позволяют определить распространённость состояния или заболевания, а также найти связи между исследуемыми явлениями. Это открывает путь к построению новых гипотез и создаёт основу для последующих продольных обсервационных и экспериментальных исследований [1].

Однако исследователи при планировании работы часто допускают две существенные ошибки. Во-первых, расчёт необходимого объёма выборки на этапе планирования проводится лишь в небольшой части исследований. Этот показатель определяет количество участников, которых необходимо включить в выборочную совокупность для обнаружения статистически значимых различий или связей, если они существуют. При недостаточном объёме выборки можно сделать вывод об отсутствии связи, в то время как она есть, но не могла быть выявлена из-за недостаточной мощности исследования. При избыточном объёме выборки легко можно выявить результаты, которые будут статистически значимы, но не будут иметь важного клинического значения, не говоря уже о завышенной стоимости такого исследования.

Во-вторых, в отечественной литературе данные анализируются в основном бивариантными методами статистического анализа, т.е. рассматривается связь между одной зависимой и одной независимой переменной [2, 3]. Хотя бивариантный анализ позволяет получить предварительные сведения о наличии связи между переменными, он не учитывает конфаундеры — вмешивающиеся факторы, которые связаны как с воздействием, так и с исходом, и могут ослабить, усилить, а в некоторых случаях даже развернуть связь в противоположном направлении, приводя к ошибочным выводам. Рассмотрим связь между потреблением алкоголя и риском развития рака лёгкого. Бивариантный анализ может показать наличие сильной прямой корреляции. Однако включение в модель курения снижает силу связи до незначимых уровней. Поэтому для установления независимой связи между переменными необходимо использовать математические модели, учитывающие эти факторы [4, 5].

Многомерный регрессионный анализ решает эту проблему. Данный метод помогает понять, как несколько факторных признаков (например, возраст, питание или физическая активность) влияют на один исход (например, масса тела или артериальное давление) [6]. Основная ценность многомерного регрессионного анализа заключается в том, что он позволяет выявить независимое влияние каждого признака на исход с учётом коррекции на другие факторы, включённые в модель. Выбор вида регрессионного анализа зависит от типа зависимой переменной (результативного признака). Линейная регрессия подходит для количественных исходов, а логистическая регрессия — для категориальных [7–9]. Для дискретных данных может использоваться регрессия Пуассона, которая не будет рассматриваться в данной работе (хотя и заслуживает отдельного подробного описания), так как этот метод анализа в отечественной медицинской науке применяется достаточно редко.

Ранее мы представили пошаговый расчёт объёма выборки для исследований, в которых применяются наиболее популярные критерии для бивариантного анализа данных — критерий Стьюдента, однофакторный дисперсионный анализ, ранговый критерий Вилкоксона и U-критерий Манна–Уитни [10]. В данной работе мы переходим к расчёту размера выборки для исследований более высокого уровня, в которых планируется оценка независимых от конфаундеров связей между факторами риска и исходами с помощью логистической и линейной регрессии.

Несмотря на возможное применение формул для расчёта объёма выборки, всё большее распространение получают автоматизированные инструменты. В связи с тем, что большинство статистических пакетов для расчёта объёма выборки являются платными, а бесплатные калькуляторы редко позволяют делать расчёты для многомерных методов, мы рассмотрим возможности программного обеспечения G*Power. Основным преимуществом этой программы является интуитивно-понятный интерфейс и гибкий функционал, который позволяет применять различные семейства статистических тестов, вычислять величину эффекта и визуализировать результаты анализа мощности. Программа доступна для бесплатного скачивания с официального сайта https://www.psychologie.hhu.de/arbeitsgruppen/allgemeine-psychologie-und-arbeitspsychologie/gpower и работает в операционных системах Windows и MacOS. В данной статье использована программа G*Power версии 3.1.9.7 для Windows.

РАСЧЁТ ОБЪЁМА ВЫБОРКИ ПРИ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ЛОГИСТИЧЕСКОЙ РЕГРЕССИИ

Логистическая регрессия является одним из самых распространённых видов анализа в биомедицинских исследованиях. Она помогает понять, как независимые переменные (факторные признаки, факторы риска, предикторы), выраженные и категориальными, и количественными переменными, способны влиять на зависимую переменную — бинарный исход, который может иметь только два состояния (например, 1 или 0, да или нет) [11].

К примеру, с помощью логистической регрессии можно ответить на следующие биомедицинские вопросы:

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

1. Связана ли диета с низким содержанием жиров с риском развития инфаркта миокарда (исход: наличие или отсутствие инфаркта миокарда)?
2. Как связан уровень холестерина с пищевыми предпочтениями пациентов (исход: вегетарианство или невегетарианство)?
3. Влияет ли индекс массы тела на скорость восстановления после эндопротезирования тазобедренного сустава (исход: срок реабилитации до 3 мес или более 3 мес)?
4. Как связан уровень физической активности (низкий, средний, высокий) и риск развития диабета 2-го типа (исход: наличие или отсутствие диабета) с поправкой на возраст и индекс массы тела?
5. Связан ли уровень тревожности по шкале Бека со статусом вакцинации против COVID-19 (исход: вакцинирован или не вакцинирован) с поправкой на пол и возраст участников?

Логистическая регрессия рассчитывает коэффициенты регрессии для каждого предиктора. Однако в исходном виде эти коэффициенты могут быть трудными для интерпретации. Чтобы сделать их более понятными, коэффициенты преобразуют в отношения шансов (ОШ). Для более глубокого погружения в теоретические основы метода читателям рекомендуется обратиться к специализированной литературе [8].

Отношение шансов представляет собой количественную оценку шансов наступления события в основной группе (подвергающейся воздействию фактора риска) по отношению к шансам в контрольной группе (не подвергающейся воздействию). Приведём его интерпретацию:

1. Если ОШ равно 1, это означает отсутствие разницы в шансах между двумя группами. Другими словами, воздействие не влияет на вероятность исхода.
2. ОШ больше 1 указывает на более высокие шансы наступления события в основной группе. Например, если ОШ равно 3,5, это означает, что шансы наступления события в основной группе в 3,5 раза выше по сравнению с контрольной группой. Часто это формулируется как «шансы наступления события в 3,5 раза выше в основной группе».
3. ОШ меньше 1 предполагает сниженные шансы в основной группе. Так, значение ОШ, равное 0,5, может быть интерпретировано двумя распространёнными способами:

   1) «шансы наступления события в основной группе в два раза ниже, чем в контрольной»;

   2) «шансы наступления события в контрольной группе в два раза выше, чем в основной».

Например, при изучении влияния определённой диеты на риск развития диабета ОШ больше 1 будет означать, что шансы развития диабета у тех, кто придерживается такой диеты, выше. И наоборот, ОШ меньше 1 указывает на защитное действие диеты против диабета.

Чтобы рассчитать необходимый объём выборки для исследования с применением логистического анализа, исследователям необходимо предварительно определить несколько аспектов:

1. Тип проверки гипотезы: односторонний или двусторонний тест. Этот выбор основан на предполагаемом направлении связи. Например, если мы твёрдо уверены, что диета с высоким содержанием сахара может только повысить риск развития деменции и не может его снизить, то мы выберем односторонний тест. Если мы предполагаем, что диета может как повысить, так и понизить риск развития деменции, следует выбрать двусторонний тест.
2. Минимальное ОШ. Представляет собой наименьшую силу связи, которая имеет клиническое или исследовательское значение. Например, мы хотим исследовать связь между объёмом потребления рыбы в год (воздействие) и низкой плотностью костной ткани (исход). Из опубликованных исследований мы узнали, что у людей с низким потреблением рыбной продукции ОШ было равно 2,0. Это означает, что шанс наличия низкой плотности костной ткани у них был в 2,0 раза выше, чем у тех, кто потреблял нормальное количество рыбы. Поэтому для нашего исследования мы можем выбрать ОШ равным 2,0.
3. Распространённость исхода. Это доля участников, у которых предположительно проявляется изучаемый исход. Например, мы изучаем связь между малоподвижным образом жизни (воздействие) и ожирением (исход). Под распространённостью исхода будет пониматься предполагаемая доля населения, страдающая ожирением. Эта оценка может быть основана на результатах ранее проведённых исследований.
4. Уровень α-ошибки (ошибка 1-го рода), т.е. вероятность предположить наличие эффекта, когда его нет. Например, вывод о том, что лекарство эффективно, когда в действительности оно не оказывает эффекта (ложноположительный результат). Обычно уровень α-ошибки задаётся как 0,05 или меньше.
5. Уровень β-ошибки (ошибка 2-го рода), т.е. вероятность упустить существующий эффект. Например, когда не удаётся обнаружить эффект лекарства, при том что в действительности оно эффективно (ложноотрицательный результат).
6. Статистическая мощность, которая рассчитывается как 1–β и представляет собой вероятность правильно выявить истинную связь. В биомедицинских исследованиях мощность традиционно устанавливается как 80% или выше.

Рассмотрим конкретный пример. Предположим, мы планируем исследовать, как стоматологическая тревожность (страх посещения стоматолога) связана с социально-экономическим статусом. Прежде чем рассчитать,

сколько участников нам необходимо включить в исследование, нужно выполнить три шага:

1. Определить переменные.
   1.1. Воздействие: социально-экономический статус. Мы будем использовать шкалу MacArthur, которая позволяет участникам субъективно оценить своё социальное положение по шкале от 1 (наименее благоприятное) до 10 (наиболее благоприятное) [12].
   1.2. Исход: стоматологическая тревожность. Исследования показали, что стоматологическая тревожность может быть оценена с помощью всего одного вопроса: «Вы боитесь ходить к стоматологу?» и данная оценка является надёжной и достоверной [13]. Поэтому в зависимости от ответа участникам будет присвоен статус наличия («Да») или отсутствия тревоги при посещении стоматолога («Нет»).
2. Сформулировать гипотезы.
   2.1. H0 (нулевая гипотеза): стоматологическая тревожность не связана с социально-экономическим статусом. В статистическом выражении отношение шансов равно 1, а коэффициент регрессии для социально-экономического статуса равен 0.
   2.2. H1 (альтернативная гипотеза): стоматологическая тревожность связана с социально-экономическим статусом. Это означает, что отношение шансов не равно 1, а коэффициент регрессии для социально-экономического статуса не равен 0.
3. Установить входные параметры для исследования.
   3.1. Установим ОШ. Представим, что по результатам предыдущих исследований распространённость стоматологической тревожности среди всего населения составляет 50%, или 0,5, а среди людей с низким социально-экономическим статусом — 60%, или 0,6. Рассчитаем шансы стоматологической тревожности для первой группы — 0,5/(1–0,5)=1 и для второй группы — 0,6/(1–0,6)=1,5 соответственно. Затем найдём ОШ, разделив шансы для основной группы на шансы для контрольной группы: 1,5/1=1,5. Полученный результат говорит о том, что шансы встретить человека с низким социально-экономическим статусом среди испытывающих стоматологическую тревожность в 1,5 раза выше, чем среди населения без стоматологической тревожности.
   3.2. Статистическую мощность исследования установим 0,8, т.е. вероятность обнаружения истинной связи составит 80%.
   3.3. Уровень α-ошибки укажем 0,05, что является стандартным порогом для определения статистической значимости.
   3.4. Применим двусторонний тест, поскольку мы можем обнаружить связь в любом направлении (более высокий или более низкий социально-экономический статус влияет на стоматологическую тревожность).
   3.5. Наконец, мы предполагаем, что субъективные оценки участниками своего социально-экономического статуса будут иметь нормальное распределение, что является обычным допущением во многих биомедицинских исследованиях.

С учётом приведённых выше характеристик мы можем рассчитать необходимый объём выборки для нашего исследования. Для этого устанавливаем и запускаем приложение G*Power, после чего откроется главное диалоговое окно программы (рис. 1).

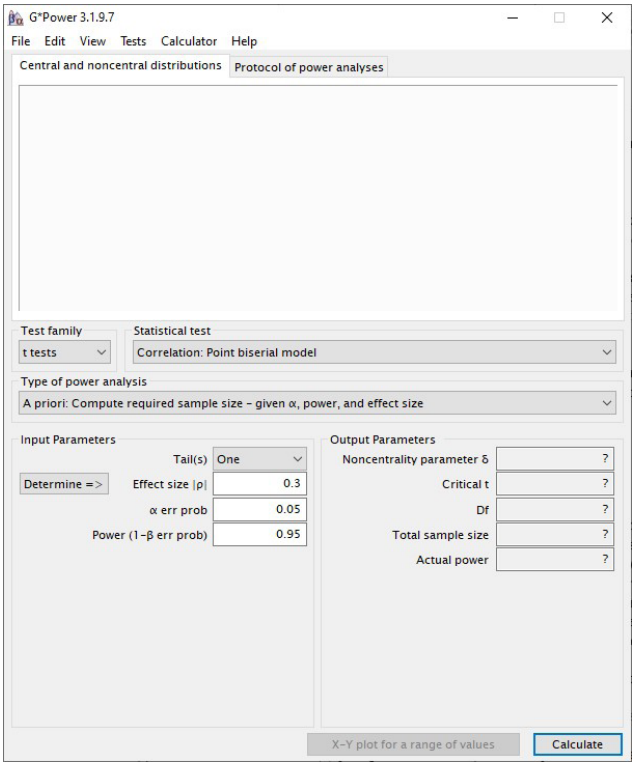

Рис. 1. Главное диалоговое окно программы G*Power.
Fig. 1. G*Power main dialog box.

Проведём расчёты объёма выборки для нашего исследования следующим образом:

1. Сперва в графе «Test family/Семейство тестов» выбираем нужную категорию статистического теста из выпадающего списка (в нашем примере — это «z tests/z-тесты») и сам статистический тест «Logistic regression/Логистическая регрессия».
2. Далее в графе «Type of power analysis/Тип анализа мощности» следует выбрать «A priori: compute required sample size — given α, power, and effect size/Априори: вычислить необходимый размер выборки — учитывая величину α-ошибки, мощность и величину эффекта», поскольку мы проводим расчёт на этапе планирования данного исследования.
3. Далее в разделе «Input parameters/Входные параметры» нужно задать параметры для расчёта:
   3.1. «Tail(s)/Вид теста»: «two/двусторонний тест»;
   3.2. «Odds ratio/Отношение шансов» — 1,5;

3.4. pr (Y=1|X=1) H0: вероятность проявления стоматологической тревожности в исследуемой популяции — 0,5;
3.5. «α err prob/Уровень α-ошибки» — 0,05;
3.6. «Power (1–β err prob)/Статистическая мощность» — 0,8;
3.7. «R^2 other X/Коэффициент детерминации ковариат». Этот параметр лежит в интервале [0; 1] и показывает вариабельность исхода, которая обусловлена другими предикторами (ковариатами), т.е. без учёта основного предиктора. Если ковариаты отсутствуют (как в нашем случае с одним предиктором), указываем значение 0. В противном случае необходимо рассчитать квадрат коэффициента множественной корреляции других ковариат.

4. «X distribution/Распределение независимой переменной»: «Normal/Нормальное распределение» с параметрами основного предиктора μ (среднее арифметическое) и σ (стандартное отклонение), равными 0 и 1 соответственно.

После ввода вышеуказанных параметров в соответствующие поля диалогового окна программы необходимо нажать «Calculate/Рассчитать».

В строке «Total sample size/Общий размер выборки» мы получаем интересующий нас результат (рис. 2). Для нашего гипотетического исследования необходимо включить в анализ минимум 208 человек. Однако, учитывая непредвиденные обстоятельства, такие как отказ от участия в исследовании или ошибки при сборе данных, целесообразно повысить этот показатель примерно на 15–25%.

В данном примере независимая переменная (социально-экономический статус) была количественной. Однако расчёт может быть выполнен и для ситуации, когда независимая переменная будет категориальной.

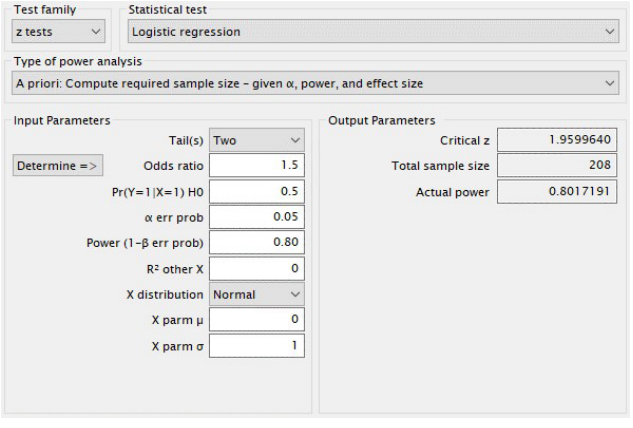

Рис. 2. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами и рассчитанным объёмом выборки для логистической регрессионной модели с одной независимой количественной переменной.
Fig. 2. G*Power dialog box with entered parameters and calculated sample size for logistic regression model with one independent numeric variable.

Представим, что социально-экономический статус был классифицирован как низкий или высокий, и распространённость низкого статуса в популяции составила 60%. Не меняя входные параметры, мы должны сперва заменить «X distribution/Распределение независимой переменной» на «Binomial/Биноминальное» и затем указать значение 0,6 в графе в поле «X parm π». В этом случае необходимый объём выборки составит 809 человек (рис. 3). Учитывая процент отклика, итоговое количество участников исследования рекомендуется увеличить по крайней мере на 15% (в нашем примере оно составит 931 человек).

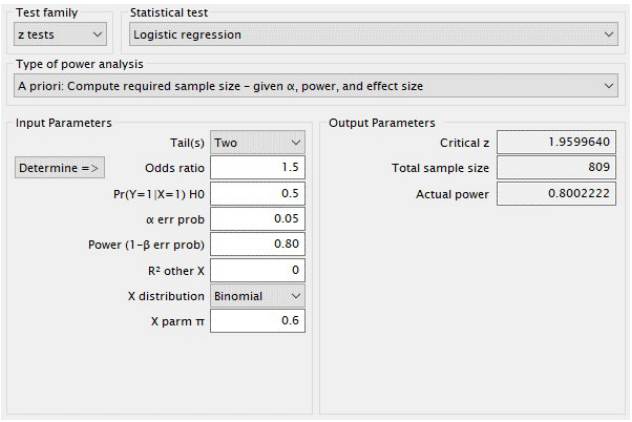

Рис. 3. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами и рассчитанным объёмом выборки для логистической регрессионной модели с одной независимой бинарной переменной.
Fig. 3. G*Power dialog box with entered parameters and calculated sample size for logistic regression model with one independent binary variable.

Мы также можем рассчитать объём выборки N', когда в анализ будут включены несколько независимых переменных. Для этого используется формула $N'=N/(1–R^2)$, где N — расчётный объём выборки для одной независимой переменной, а R^2 — коэффициент детерминации ковариат [14].

Допустим, исследователи планируют оценить связь стоматологической тревожности с субъективным социально-экономическим статусом, одновременно корректируя её на конфаундеры, такие как частота посещения врача-стоматолога и уровень образования. При расчёте будет важно не количество этих факторов, а их совокупное влияние на зависимую переменную, исключая основную переменную воздействия.

Допустим, величина R^2 в нашем примере будет достигать 20% без учёта основного предиктора. Следовательно, искомый объем выборки N' составит 809/(1–0,2), или 1012 человек. Это же значение (с погрешностью на округление) может быть получено, если в программе мы введём значение 0,2 в поле «R^2 other X/Коэффициент детерминации для других переменных-предикторов» и нажмём «Calculate/Рассчитать» (рис. 4).

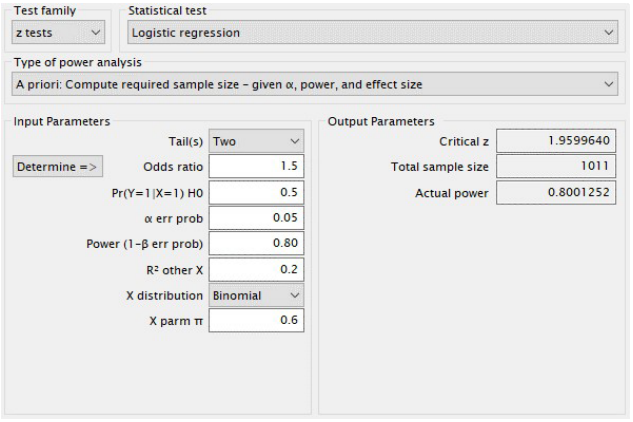

Рис. 4. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами и рассчитанным объёмом выборки для логистической регрессионной модели с несколькими независимыми переменными.
Fig. 4. G*Power dialog box with entered parameters and calculated sample size for logistic regression model with several independent variables.

При увеличении значения R^2 объём выборки увеличивается. Например, если R^2 будет 30% (или 0,3), то нам потребуется уже минимум 1156 участников. При этом следует предостеречь начинающих исследователей от использования в расчётах коэффициента детерминации, близкого к 100%, поскольку ни одна модель, построенная на данных биомедицинских исследований, не является идеально точной [15].

Визуальное представление позволяет наглядно понять эти расчёты. Для этого необходимо перейти на вкладку «X-Y plot for a range of values/График X-Y для диапазона значений», которая находится в нижней части основного диалогового окна. Программа предлагает нам построить графики зависимости между объёмом выборки, статистической мощностью, α-ошибкой и ОШ.

В качестве демонстрации построим график зависимости объёма выборки от статистической мощности. Для этого в нижней части окна «Plot Parameters/Параметры графика» выберем «Total sample size/Общий объём выборки» по оси Y (Plot (on y axis)) как функцию от статистической мощности (as a function of Power (1–β err prob)). Кроме того, на данном графике мы можем отразить также зависимость не только для ОШ 1,5 и выше, но и, скажем, для 2,0 и выше, выбрав в выпадающем меню «Plot/График» цифру 2 и в меню «Odds ratio from 1,5 in steps of 0,5/Отношения шансов 1,5 с шагом 0,5». После этого нажимаем на «Draw plot/Нарисовать график» (рис. 5).

Из графика видно, что при увеличении статистической мощности объём выборки увеличивается. Более того, для выявления более сильного эффекта (ОШ 2,0) требуется меньший объем выборки по сравнению с более слабым эффектом (ОШ 1,5). Полученные значения могут быть представлены в виде таблицы при нажатии на вкладку «Table/Таблица».

Описанная выше процедура расчёта объёма выборки при выполнении регрессионного анализа для категориальных бинарных исходов проводится на этапе планирования исследования, до сбора данных. Однако, если исследование основывается на уже собранных данных, можно оценить его мощность — определить, соответствует ли имеющийся объём выборки поставленным научным задачам.

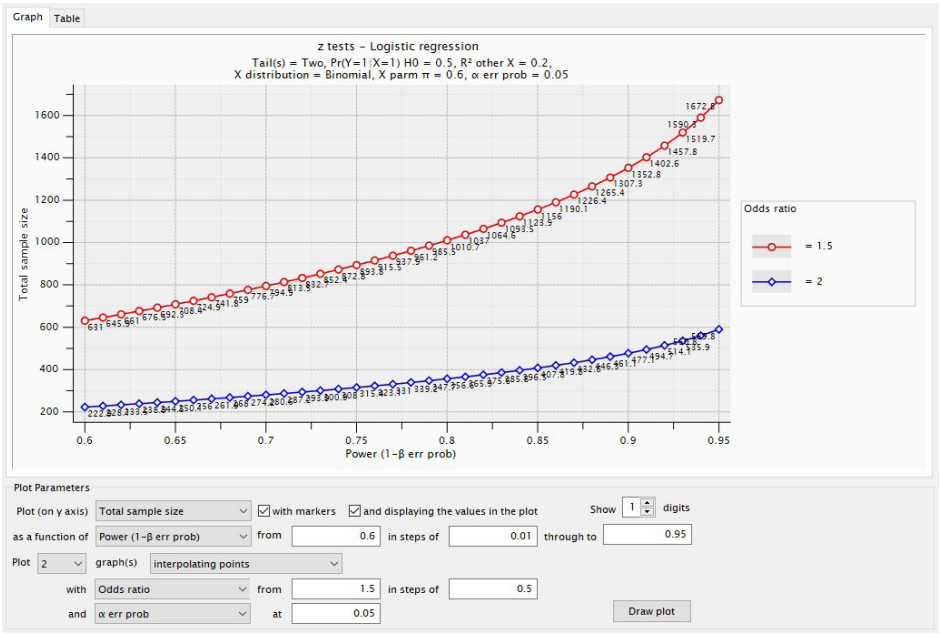

Рис. 5. График зависимости объёма выборки от статистической мощности для отношения шансов 1,5 и 2,0, двустороннего теста, распространённости исхода 50%, уровня α-ошибки 0,05, распространённости фактора риска 60% и коэффициента детерминации многомерной модели 0,2.
Fig. 5. Relationship between sample size and statistical power for odds ratios of 1.5 and 2.0, a two-tailed test, an outcome prevalence of 50%, an α-error level of 0.05, a risk factor prevalence of 60%, and a multivariate model determination coefficient of 0.2.

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

Для этого в основном диалоговом окне программы, в графе «Type of power analysis/Тип анализа мощности» следует выбрать «Post hoc: compute achieved power — given α, sample size, and effect size/Апостериорный анализ: вычислить достигнутый уровень мощности, учитывая уровень α-ошибки, объём выборки, величину эффекта». При объёме выборки 1011 человек и неизменности других параметров, которые использовались в вышеприведённом примере, не удивительно, что мы получим достигнутый уровень статистической мощности 0,8, или 80% (рис. 6).

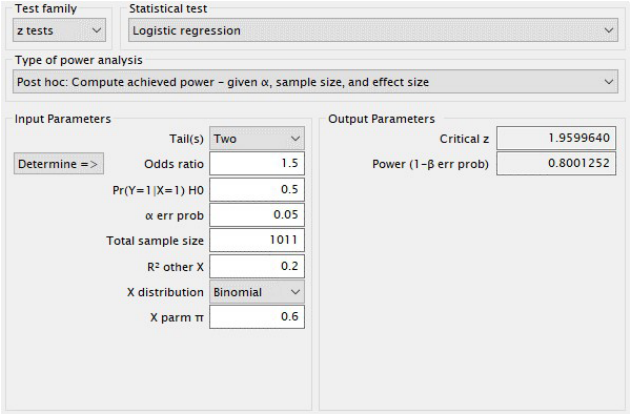

Рис. 6. Диалоговое окно программы G*Power для проведения апостериорного анализа с целью оценки статистической мощности для логистического регрессионного анализа.
Fig. 6. G*Power dialog box for conducting post hoc analysis aimed at assessing statistical power for a logistic regression.

По сути, вычислительные основы остаются неизменными, меняются лишь входные параметры — объём выборки и мощность исследования.

Следует обратить внимание начинающих исследователей на такой аспект: если приступать к решению научных проблем, опираясь только на уже имеющиеся данные, без предварительной оценки статистической мощности таких исследований, это может привести к необоснованным или ошибочным выводам.

Допустим, исследователь собрал базу данных в размере 1011 человек и решил проверить новую гипотезу: связан ли низкий уровень самооценки состояния полости рта с проживанием в сельской местности? Допустим, входные параметры для расчёта статистической мощности будут следующие: распространённость низкой самооценки полости рта среди населения составляет 25% (или 0,25); минимальное ОШ — 1,5; двусторонний тест; уровень α-ошибки — 0,05; распространённость фактора риска (проживание в сельской местности) — 15%; коэффициент детерминации — 0,2. Полученная статистическая мощность такого исследования составит 48% (рис. 7), что существенно ниже 80%, традиционно принятого в биомедицинских исследованиях, и данный факт существенно увеличит вероятность не обнаружить имеющиеся в реальности взаимосвязи.

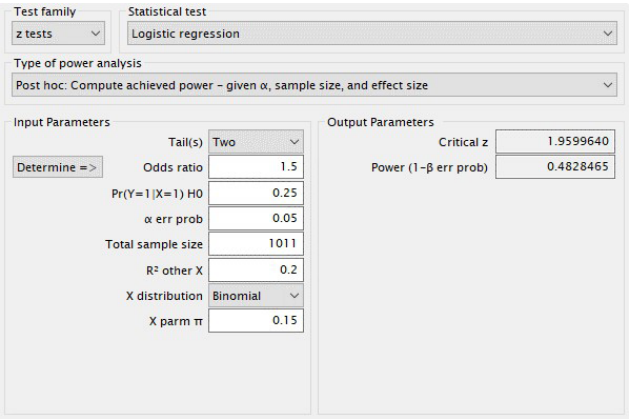

Рис. 7. Диалоговое окно программы G*Power для оценки статистической мощности исследования при следующих входных параметрах: двусторонний тест; отношение шансов — 1,5 и выше; распространённость исхода — 25%; уровень α-ошибки — 0,05; объём выборки — 1011; коэффициент детерминации — 0,2; распространённость фактора риска — 15%.
Fig. 7. G*Power dialog box evaluating statistical power of a study with the following input parameters: two-tailed test; odds ratios of 1.5 or greater; outcome prevalence of 25%; α-error level of 0.05; sample size of 1011; determination coefficient of 0.2; and risk factor prevalence of 15%.

Этот наглядный пример ещё раз подчеркивает необходимость и важность тщательного планирования исследования, чтобы размер выборки соответствовал тому набору гипотез, которые будут впоследствии проверяться на собранных данных.

РАСЧЁТ ОБЪЕМА ВЫБОРКИ ПРИ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ЛИНЕЙНОЙ РЕГРЕССИИ

Линейная регрессия является эффективным статистическим инструментом, позволяющим исследователям выявлять и количественно оценивать линейную связь между исходом (зависимой количественной переменной) и одним или несколькими предикторами (независимыми переменными). Этот метод помогает исследователям понимать независимое влияние множества факторов на исход и строить прогностические модели.

Например, применение линейной регрессии в биомедицинских исследованиях позволяет ответить на следующие вопросы:

1. Как уровень потребления соли (воздействие) предсказывает артериальное давление (исход) с поправкой на возраст и физическую активность?
2. Как связан уровень физической активности (воздействие) с индексом массы тела (исход) с учётом диеты и генетических факторов?
3. Какова связь различных компонентов рациона питания (воздействие) и уровня холестерина (исход) с поправкой на возраст и приём лекарств?

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco569406

4. Как изменение количества часов сна в сутки (воздействие) влияет на оценку психического здоровья (исход) с учётом уровня стресса и приёма лекарств?
5. Связан ли объём потребления кальция (воздействие) с плотностью костной ткани (исход) с поправкой на пол и возраст?

Несмотря на широкие возможности линейной регрессии, исследователи должны тщательно изучить интересующие данные и знать несколько основных допущений для её применения, которые будут обеспечивать обоснованность полученных результатов.

При использовании линейной регрессии в качестве главного условия рассматривается нормальное распределение остатков (разности между наблюдаемыми и прогнозируемыми значениями исхода). Нормальное распределение остатков обеспечивает надёжность используемых статистических тестов и доверительных интервалов. Что касается предикторов, то они необязательно должны быть нормально распределены. Однако их связь с исходом должна быть линейной, что можно визуально проверить с помощью диаграмм рассеяния (скатерограмм). Кроме того, данные предикторы не должны быть слишком тесно связаны друг с другом (условие отсутствия мультиколлинеарности), поскольку это может ослабить независимый эффект каждого предиктора. Наконец, разброс остатков должен оставаться постоянным при всех значениях предикторов, что гарантирует одинаковую точность предсказаний модели.

При планировании исследования нередки случаи, когда некоторые допущения линейной регрессии оказываются неопределёнными или невыполнимыми. В таких случаях исследователи могут предпринять несколько упреждающих шагов. Во-первых, можно использовать опубликованные данные или пилотные исследования для оценки характера данных и их соответствия допущениям регрессии. Если окажется, что допущения нарушены, то преобразование данных (например, логарифмическое преобразование) часто помогает в выполнении требований. Во-вторых, в качестве альтернативы исследователи могут рассмотреть другие статистические методы, более подходящие к характеристикам данных. Например, если связь между переменными не является линейной, то более подходящими могут оказаться нелинейная регрессия или другие непараметрические методы. В-третьих, консультация со статистиком или опытным исследователем на этапе планирования может дать ценные идеи и рекомендации по выбору оптимального аналитического подхода.

Более подробные сведения о линейном регрессионном анализе и принципы интерпретации результатов подробно представлены в специализированной литературе по статистическому анализу [16–18]. Для более глубокого усвоения материала читателям рекомендуется обратиться к этим источникам.

Определение необходимого объёма выборки в линейных регрессионных моделях опирается на ряд подходов, которые подбираются под задачи исследователя. Один из таких подходов основан на проверке нулевой гипотезы, согласно которой коэффициент регрессии равен нулю, что означает отсутствие взаимосвязи между переменными.

В качестве примера рассмотрим простую линейную регрессию, которая используется для изучения связи между зависимой количественной переменной и одной независимой переменной. Предположим, что исследователь хочет понять, как продолжительность беременности, или срок гестации, влияет на вес ребёнка при рождении. Чтобы определить необходимый объём выборки для ответа на этот исследовательский вопрос, необходимо осуществить следующие шаги:

1. Определить переменные.
   1.1. Воздействие: срок гестации (недели).
   1.2. Исход: масса тела новорождённого (граммы).
2. Сформулировать гипотезы.
   2.1. H0 (нулевая гипотеза): срок гестации не влияет на массу тела новорождённого. В статистическом смысле это означает, что коэффициент регрессии для срока гестации равен нулю.
   2.2. H1 (альтернативная гипотеза): срок гестации влияет на массу тела новорождённого. С точки зрения статистики это означает, что коэффициент регрессии для срока гестации не равен нулю.
3. Установить входные параметры для исследования.
   3.1. Уровень α-ошибки (ошибка 1-го рода).
   3.2. Статистическая мощность.
   3.3. Число независимых переменных.
   3.4. Коэффициент корреляции между зависимой и независимыми переменными.
   3.5. Размер эффекта (effect size f^2). Эта величина количественно характеризует силу связи или различий данных. В контексте сравнения двух групп данный размер часто рассчитывается как разница между средними значениями групп по отношению к вариабельности данных (часто это суммарное стандартное отклонение). По сути, он определяет, насколько велика наблюдаемая разница с учётом разброса или дисперсии точек данных [19]. Если мощность исследования и уровень α-ошибки обычно устанавливаются независимо, то размер эффекта определяется строго в соответствии с характером исследования и данных. Для оценки размера эффекта учёные часто опираются на результаты предыдущих исследований либо экспериментальные данные для определения ожидаемой величины связей или различий. Для обнаружения большего размера эффекта требуется меньшая выборка, и наоборот. Значения 0,02; 0,15; 0,35 и выше считаются малым, средним и большим размером эффекта соответственно [20, 21].

Предположим, результаты пилотного исследования показали, что корреляция между сроком гестации и массой тела составляет 0,4. Перед исследователем встаёт

задача: рассчитать, сколько новорождённых необходимо включить в исследование, если известно, что корреляция между сроком гестации и массой тела составляет 0,4. Статистическую мощность установим на уровне 80%, уровень α-ошибки — 0,05 при двустороннем тесте.

Для расчёта объёма выборки в программе G*power нам необходимо выполнить следующие действия:

1. В графе «Test family/Семейство тестов» выбираем нужную категорию статистического теста из выпадающего списка: в данном примере это «F tests/F-тесты».
2. После чего указываем статистический тест «Linear multiple regression: fixed model, R^2 deviation from zero/Множественная линейная регрессия: фиксированная модель, отклонение R^2 от нуля».
3. Далее в графе «Type of power analysis/Тип анализа мощности» следует выбрать «A priori: compute required sample size — given α, power, and effect size/Априори: вычислить необходимый размер выборки — учитывая величину α-ошибки, мощность и величину эффекта».
4. Далее в разделе «Input parameters/Входные параметры» необходимо задать следующие параметры для расчёта:

4.1. «α err prob/уровень α-ошибки» — 0,05;

4.2. «Power (1–β err prob)/Статистическая мощность» — 0,8;

4.3. «Number of predictors/Число предикторов» — 1, исходя из условий примера.

5. Последний входной параметр «Effect size f^2/Размер эффекта» требует вычисления, если заранее неизвестен. Для этого:

5.1. Рядом с «Effect size f^2» выбираем «Determine/Определить».

5.2. В появившемся окне необходимо выбрать способ расчёта «From correlation coefficient/С помощью коэффициента корреляции». В нашем примере мы обладаем информацией о коэффициенте корреляции 0,4 (исходя из результатов пилотного исследования).

5.3. Вводим квадрат коэффициента корреляции (в нашем случае это 0,16) в квадрат в графу «Squared multiple correlation/Квадрат множественного коэффициента корреляции» и нажимаем «Calculate and transfer to main window/Рассчитать и перенести в главное окно». В результате расчёта получается значение effect size f^2, равное 0,19, которое автоматически переносится в главное диалоговое окно (рис. 8).

6. После этого остается нажать только «Calculate/Рассчитать».

В строке «Total sample size/Общий размер выборки» получаем результат, который показывает, что необходимо включить в исследование минимум 44 новорождённых (рис. 9). Однако, учитывая возможные отказы от участия

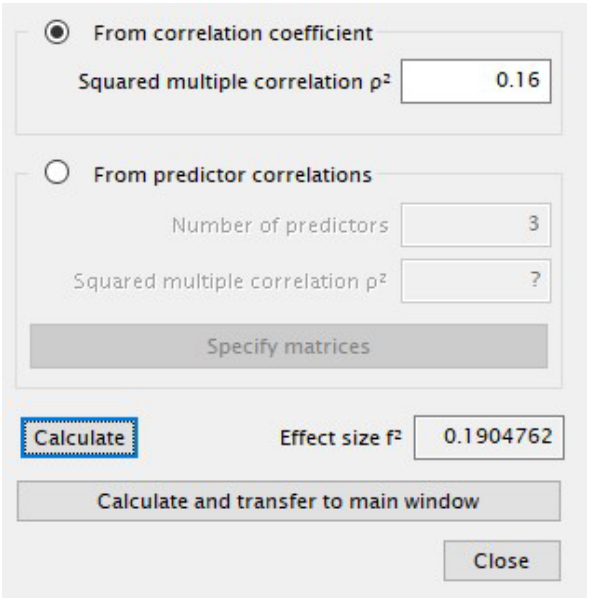

Рис. 8. Диалоговое окно программы G*Power для расчёта «Effect size f^2/Размер эффекта» в линейном регрессионном анализе.
Fig. 8. G*Power dialog box for calculating the "Effect size f^2" in a linear regression analysis.

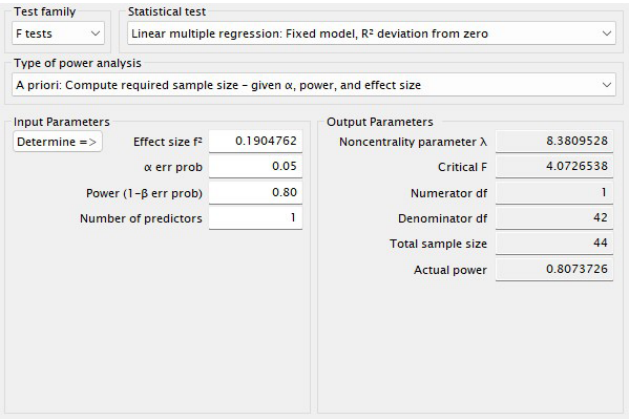

Рис. 9. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами расчёта и полученным результатом для простой линейной регрессионной модели.
Fig. 9. G*Power dialog box presenting entered calculation parameters and an output for a simple linear regression model.

в исследовании, целесообразно увеличить это число на 15–25%.

Далее рассмотрим пример с несколькими предикторами. Допустим, исследователь стремится определить связь не только между сроком гестации и массой тела новорождённого, но и рядом таких факторов, как уровень образования матери и отца, индекс массы тела матери, которые также будут введены в модель в качестве независимых переменных.

Рассчитаем, сколько новорождённых требуется включить в исследование, чтобы определить средний размер эффекта (0,15) независимых переменных на зависимую переменную при статистической мощности 0,8 и уровне α-ошибки 0,05.

Для этого:

1. В графе «Test family/Семейство тестов» выбираем категорию «F tests/F-тесты» и статистический тест «Linear multiple regression: fixed model, R^2 deviation from zero/Множественная линейная регрессия: фиксированная модель, отклонение R^2 от нуля».
2. Далее в графе «Type of power analysis/Тип анализа мощности» следует выбрать «A priori: compute required sample size — given α, power, and effect size/Априори: вычислить необходимый размер выборки — учитывая величину α-ошибки, мощность и величину эффекта».
3. В разделе «Input parameters/Входные параметры» необходимо задать параметры для расчёта:
   3.1. «Effect size/Размер эффекта» — 0,15;
   3.2. «α err prob/уровень α-ошибки» — 0,05;
   3.3. «Power (1–β err prob)/Статистическая мощность» — 0,8;
   3.4. «Number of predictors/Число предикторов» — 4.
4. В завершение нажимаем «Calculate/Рассчитать».

Можно сделать вывод, что для ответа на поставленный исследовательский вопрос необходимо включить в исследование минимум 85 человек (рис. 10). С учётом дополнительных 15% на возможный отказ необходимый размер выборки составит 98 человек.

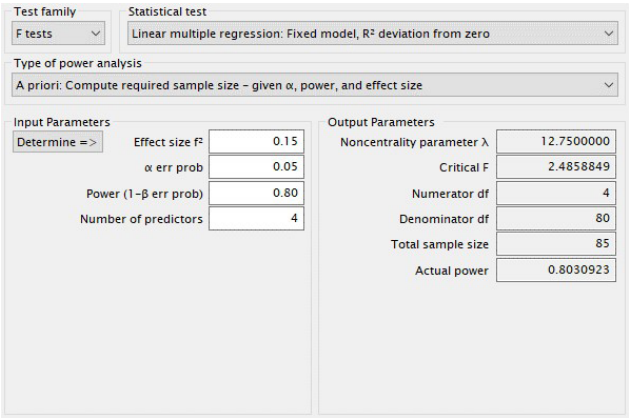

Рис. 10. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами расчёта и результатом для множественной линейной регрессионной модели с несколькими независимыми переменными.

Fig. 10. G*Power dialog box displaying entered calculation parameters and results for a multiple linear regression model with several independent variables.

Если размер эффекта неизвестен, но исследователь может предположить коэффициент корреляции между переменными, программа сама рассчитает размер эффекта.

Для этого:

1. Напротив графы «Effect size f^2/Размер эффекта» необходимо нажать «Determine/Определить», затем активировать поле «From correlation coefficient/Из коэффициента корреляции».
2. В появившемся окне нужно указать соответствующий коэффициент в графе «Squared multiple correlation ρ^2/Квадрат множественного коэффициента корреляции», если он известен.
3. Если квадрат множественного коэффициента корреляции неизвестен, его можно рассчитать с помощью программы. Для этого выбираем флажок «From predictor correlations/Из коэффициентов корреляции предикторов» и указываем число предикторов в окне «Number of predictors/Количество предикторов» (в нашем случае 4). Нажимаем «Specify metrics/Указать показатели». В открывшемся окне в таблице в строке «Corr with outcome Y/Корреляция с зависимой переменной» указываем коэффициенты корреляции исхода с каждым из предикторов в модели. Допустим, по результатам пилотного исследования мы получили следующие коэффициенты корреляции между массой тела новорождённого (исход) и изучаемыми предикторами: 0,4; 0,15; 0,24 и 0,31. Вводим данные и нажимаем «Accept values/Принять значения» (рис. 11).

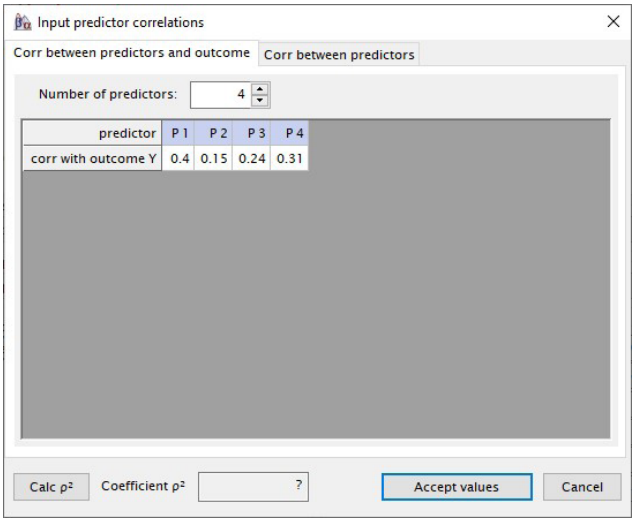

Рис. 11. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами расчёта квадрата множественного коэффициента корреляции для множественной линейной регрессионной модели с несколькими независимыми переменными.

Fig. 11. G*Power dialog box displaying entered calculation parameters for squared multiple correlation coefficient for a multiple linear regression model with several independent variables.

4. Затем необходимо нажать «Calculate and transfer to main window/Рассчитать и перенести в главное окно».
5. Полученное значение автоматически перенесется в графу «Effect size/Размер эффекта», после чего остаётся только нажать «Calculate/Рассчитать» и получить готовый результат.

Рассмотрим ещё один пример расчёта объёма выборки для линейных регрессионных моделей. Предположим,

исследователи хотят отдельно оценить эффект срока гестации на массу тела новорождённого с коррекцией на длину тела новорождённого и уровень образования матери и отца.

Исследователи могут рассчитать, сколько новорождённых необходимо включить в исследование, чтобы определить даже малый размер эффекта (0,02) срока гестации на массу тела новорождённого при статистической мощности 0,8 и уровне α-ошибки 0,05. В данном примере расчёт будет проводиться для тестирования влияния одного из четырёх предикторов на зависимую переменную с коррекцией на три оставшихся предиктора.

Для этого:

1. В графе «Test family/Семейство тестов» выбираем «F tests/F-тесты» и статистический тест «Linear multiple regression: fixed model, R^2 increase/Множественная линейная регрессия: фиксированная модель, увеличение R^2».
2. Далее в графе «Type of power analysis/Тип анализа мощности» выбираем «A priori: compute required sample size — given α, power, and effect size/Априори: вычислить необходимый размер выборки — учитывая величину α-ошибки, мощность и величину эффекта».
3. В разделе «Input parameters/Входные параметры» необходимо задать параметры для расчёта:
   3.1. «Effect size/Размер эффекта» — 0,02;
   3.2. «α err prob/Уровень α-ошибки» — 0,05;
   3.3. «Power (1–β err prob)/Статистическая мощность» — 0,8;
   3.4. «Number of tested predictors/Количество тестируемых предикторов» — 1 (срок гестации);
   3.5. «Total number of predictors/Общее число предикторов» — 4.
4. Для получения результата необходимо нажать на «Calculate/Рассчитать».

Программа рассчитала, что для ответа на поставленный вопрос необходимо включить в исследование минимум 395 человек (рис. 12). С учётом увеличения объема на 15% из-за возможного отказа от исследования размер выборки увеличится до 455 человек.

Важно подчеркнуть, что подобно моделям логистической регрессии линейный анализ в G*Power также имеет наглядную визуализацию с помощью вкладки «X-Y plot for a range of values/График X-Y для диапазона значений».

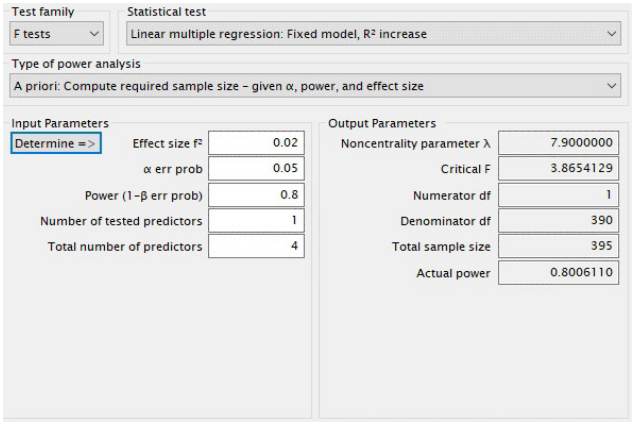

Рис 12. Диалоговое окно программы G*Power с введёнными параметрами расчёта и результатом для множественной линейной регрессионной модели.
Fig. 12. G*Power dialog box presenting entered calculation parameters and an outcome for a multiple linear regression model.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данном обзоре мы рассмотрели расчёт необходимого объёма выборки на примере поперечных исследований с использованием регрессионного анализа. Регрессионный анализ позволяет исследователям изучать независимый, или свободный от воздействия учтённых конфаундеров, эффект факторных признаков на исход. Хотя мы сделали акцент на его применении в поперечных исследованиях, линейная и логистическая регрессии применяются и в когортных, и в экспериментальных, и в исследованиях типа случай-контроль. Мы надеемся, что данная статья станет практическим руководством для студентов, аспирантов, молодых учёных и всех, кто планирует своё первое исследование в области наук о здоровье.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Вклад авторов. Вклад распределён следующим образом: Н.А. Митькин — обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, написание текста и редактирование статьи; С.Н. Драчев — обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, написание текста и редактирование статьи; Е.А. Кригер — написание текста и редактирование статьи; В.А. Постоев — написание текста и редактирование статьи; А.М. Гржибовский — идея, написание текста, редактирование статьи и научное руководство. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE. Все авторы внесли существенный вклад в разработку концепции и подготовку статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией.

Источник финансирования. Авторы заявляют об отсутствии внешнего финансирования при проведении исследования.

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

ADDITIONAL INFORMATION

Authors' contribution. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria. All authors have made a significant contribution to the development of the concept and preparation of the article, read and approved the final version before publication. N.A. Mitkin — literature review, collection and analysis of literary sources, writing the text and editing the article; S.N. Drachev — literature review, collection and analysis of literary sources, writing the text and editing the article; E.A. Krieger — writing

the text and editing the article; V.A. Postoev — writing the text and editing the article; A.M. Grjibovski — idea, writing the text, editing the article and general scientific supervision.

Funding source. No funding.
Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Холматова К.К., Горбатова М.А., Харькова О.А., Гржибовский А.М. Поперечные исследования: планирование, размер выборки, анализ данных // Экология человека. 2016. Т. 23, № 2. С. 49–56. doi: 10.33396/1728-0869-2016-2-49-56
2. Chan Y.H. Biostatistics 102: quantitative data — parametric & non-parametric tests // Singapore Med J. 2003. Vol. 44, N 8. P. 391–396.
3. Kim H.Y. Analysis of variance (ANOVA) comparing means of more than two groups // Restor Dent Endod. 2014. Vol. 39, N 1. P. 74–77. doi: 10.5395/rde.2014.39.1.74
4. Rothman K.J., Greenland S., Lash T.L. Modern epidemiology. 3rd ed. Lippincott Williams & Wilkins, 2008. 758 p.
5. Groenwold R.H., Klungel O.H., Grobbee D.E., Hoes A.W. Selection of confounding variables should not be based on observed associations with exposure // Eur J Epidemiol. 2011. Vol. 26, N 8. P. 589–593. doi: 10.1007/s10654-011-9606-1
6. Duleba A.J., Olive D.L. Regression analysis and multivariate analysis // Semin Reprod Endocrinol. 1996. Vol. 14, N 2, P. 139–153. doi: 10.1055/s-2007-1016322
7. Шарашова Е.Е., Холматова К.К., Горбатова М.А., Гржибовский А.М. Применение множественного логистического регрессионного анализа в здравоохранении с использованием пакета статистических программ SPSS // Наука и Здравоохранение. 2017. № 4. С. 5–26.
8. Agresti A. An introduction to categorical data analysis. 3rd ed. John Wiley & Sons, 2019. 400 c.
9. Cameron A., Pravin K. Regression analysis of count data. 2nd ed. 1999. doi: 10.1017/CBO9780511814365
10. Кригер Е.А., Драчев С.Н., Митькин Н.А., и др. Расчет необходимого объема выборки с использованием программы G*Power // Морская медицина. 2023. Т. 9, № 2. С. 111–125. doi: 10.22328/2413-5747-2023-9-2-111-125
11. Bewick V., Cheek, L., Ball J. Statistics review 14: logistic regression // Critical care. 2005. Vol. 9, N 1. P. 112–118. doi: 10.1186/cc3045
12. Adler N.E., Epel E.S., Castellazzo G., Ickovics J.R. Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: preliminary data in healthy white women // Health Psychol. 2000. Vol. 19, N 6. P. 586–592. doi: 10.1037//0278-6133.19.6.586
13. Neverlien P.O. Assessment of a single-item dental anxiety question // Acta Odontol Scand. 1990. Vol. 48, N 6. P. 365–369. doi: 10.3109/00016359009029067
14. Hsieh F.Y., Bloch D.A., Larsen M.D. A simple method of sample size calculation for linear and logistic regression // Stat Med. 1998. Vol. 17, N 14. P. 1623–1634. doi: 10.1002/(sici)1097-0258(19980730)17:14<1623::aid-sim871>3.0.co;2-s
15. Steyerberg E.W., Vergouwe Y. Towards better clinical prediction models: seven steps for development and an ABCD for validation // Eur Heart J. 2014. Vol. 35, N 29. P. 1925–1931. doi: 10.1093/eurheartj/ehu207
16. Гржибовский А.М., Иванов С.В., Горбатова М.А. Однофакторный линейный регрессионный анализ с использованием программного обеспечения Statistica и SPSS // Наука и Здравоохранение. 2017. № 2. С. 5–33.
17. Ziegel E.R., Neter J., Kutner M., et al. Applied linear statistical models // Technometrics. 1997. Vol. 39, N 3. P. 342. doi: 10.2307/1271154
18. Novotny J., Bilokon P., Galiotos A., Délèze F. Machine learning and big data with kdb+/q. 2019. doi: 10.1002/9781119404729
19. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Hillsdale : Lawrence Erlbaum Associates, 1998.
20. Kang H. Sample size determination and power analysis using the G*Power software // J Educ Eval Health Prof. 2021. Vol. 18. P. 17. doi: 10.3352/jeehp.2021.18.17
21. International Committee of Medical Journal Editors. Uniform requirements for manuscripts submitted to biomedical journals // JAMA. 1997. Vol. 277, N 11. P. 927–934.

REFERENCES

1. Kholmatova KK, Gorbatova MA, Kharkova OA, Grjibovski AM. Cross-sectional studies: planning, sample size, data analysis. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology)*. 2016;23(2):49–56. (In Russ). doi: 10.33396/1728-0869-2016-2-49-56
2. Chan YH. Biostatistics 102: quantitative data — parametric & non-parametric tests. *Singapore Med J*. 2003;44(8):391–396.
3. Kim HY. Analysis of variance (ANOVA) comparing means of more than two groups. *Restor Dent Endod*. 2014;39(1):74–77. doi: 10.5395/rde.2014.39.1.74.
4. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. *Modern Epidemiology. 3rd ed.* Lippincott Williams & Wilkins; 2008. 758 p.
5. Groenwold RH, Klungel OH, Grobbee DE, Hoes AW. Selection of confounding variables should not be based on observed associations with exposure. *Eur J Epidemiol*. 2011;26(8):589–593. doi: 10.1007/s10654-011-9606-1
6. Duleba AJ, Olive DL. Regression analysis and multivariate analysis. *Semin Reprod Endocrinol*. 1996;14(2):139–153. doi: 10.1055/s-2007-1016322
7. Sharashova EE, Kholmatova KK, Gorbatova MA, Grjibovski AM. Multivariable logistic regression using SPSS in health research. *Science & Healthcare*. 2017;(4):5–26. (In Russ).
8. Agresti A. *An introduction to categorical data analysis. 3rd ed.* John Wiley & Sons; 2019. 400 p.
9. Cameron A, Pravin K. *Regression analysis of count data. 2nd ed.* 1999. doi: 10.1017/CBO9780511814365
10. Krieger EA, Drachev SN, Mitkin NA, et al. Sample size calculation using G*Power software. *Marine Medicine*. 2023;9(2):111–125. (In Russ). doi: 10.22328/2413-5747-2023-9-2-111-125
11. Bewick V, Cheek L, Ball J. Statistics review 14: Logistic regression. *Crit Care*. 2005;9(1):112–118. doi: 10.1186/cc3045

12. Adler NE, Epel ES, Castellazzo G, Ickovics JR. Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: preliminary data in healthy white women. *Health Psychol*. 2000;19(6):586–592. doi: 10.1037//0278-6133.19.6.586
13. Neverlien PO. Assessment of a single-item dental anxiety question. *Acta Odontol Scand.* 1990;48(6):365–369. doi: 10.3109/00016359009029067
14. Hsieh FY, Bloch DA, Larsen MD. A simple method of sample size calculation for linear and logistic regression. *Stat Med*. 1998;17(14):1623–1634. doi: 10.1002/(sici)1097-0258(19980730)17:14<1623::aid-sim871>3.0.co;2-s
15. Steyerberg EW, Vergouwe Y. Towards better clinical prediction models: seven steps for development and an ABCD for validation. *Eur Heart J*. 2014;35(29):1925–1931. doi: 10.1093/eurheartj/ehu207
16. Grjibovski AM, Ivanov SV, Gorbatova MA. Univariate regression analysis using Statistica and SPSS software. *Science & Healthcare*. 2017;(2):5–33. (In Russ).
17. Ziegel ER, Neter J, Kutner M, et al. Applied linear statistical models. *Technometrics*. 1997;39(3):342. doi: 10.2307/1271154
18. Novotny J, Bilokon P, Galiotos A, Délèze F. *Machine learning and big data with kdb+/q*. 2019. doi: 10.1002/9781119404729
19. Cohen J. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates; 1998.
20. Kang H. Sample size determination and power analysis using the G*Power software. *J Educ Eval Health Prof*. 2021;18:17. doi: 10.3352/jeehp.2021.18.17
21. International Committee of Medical Journal Editors. Uniform requirements for manuscripts submitted to biomedical journals. *JAMA*. 1997;277(11):927–934.

ОБ АВТОРАХ

*** Митькин Никита Андреевич;**
адрес: Российская Федерация, 163061, Архангельск, Троицкий проспект, д. 51;
ORCID: 0000-0002-0027-8155;
eLibrary SPIN: 8865-1820;
e-mail: n.a.mitkin@gmail.com

Драчев Сергей Николаевич, к.м.н., PhD, доцент;
ORCID: 0000-0002-1548-690X;
eLibrary SPIN: 3879-8612;
e-mail: drachevsn@mail.ru

Кригер Екатерина Анатольевна, к.м.н., доцент;
ORCID: 0000-0001-5179-5737;
eLibrary SPIN: 2686-7226;
e-mail: kate-krieger@mail.ru

Постоев Виталий Александрович, к.м.н., PhD, доцент;
ORCID: 0000-0003-4982-4169;
eLibrary SPIN: 6070-2486;
e-mail: ispha@nsmu.ru

Гржибовский Андрей Мечиславович, PhD;
ORCID: 0000-0002-5464-0498;
eLibrary SPIN: 5118-0081;
e-mail: a.grjibovski@yandex.ru

* Corresponding author / Автор, ответственный за переписку

AUTHORS' INFO

*** Nikita A. Mitkin;**
address: 51 Troickij avenue, 163061 Arhangel'sk, Russian Federation;
ORCID: 0000-0002-0027-8155;
eLibrary SPIN: 8865-1820;
e-mail: n.a.mitkin@gmail.com

Sergei N. Drachev, MD, Cand. Sci. (Med.), MPH, PhD, Associate Professor;
ORCID: 0000-0002-1548-690X;
eLibrary SPIN: 3879-8612;
e-mail: drachevsn@mail.ru

Ekaterina A. Krieger, MD, Cand. Sci. (Med.), MPH, Associate Professor;
ORCID: 0000-0001-5179-5737;
eLibrary SPIN: 2686-7226;
e-mail: kate-krieger@mail.ru

Vitaly A. Postoev, MD, Cand. Sci. (Med.), MPH, PhD, Associate Professor;
ORCID: 0000-0003-4982-4169;
eLibrary SPIN: 6070-2486;
e-mail: ispha@nsmu.ru

Andrej M. Grjibovski, MD, MPhil, PhD;
ORCID: 0000-0002-5464-0498;
eLibrary SPIN: 5118-0081;
e-mail: a.grjibovski@yandex.ru

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456492

Пространственные факторы смертности населения трудоспособного возраста в Республике Башкортостан

В.М. Тимирьянова[1], Р.А. Аскаров[2], И.А. Лакман[1], З.Ф. Аскарова[3]

[1] Уфимский университет науки и технологии, Уфа, Российская Федерация;
[2] Российский государственный геологоразведочный университет имени Серго Орджоникидзе, Москва, Российская Федерация;
[3] Башкирский государственный медицинский университет, Уфа, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Обоснование. Решение проблемы высокой смертности населения в трудоспособном возрасте осложняется её региональной дифференциацией. Выявляемые региональные особенности смертности по причинам, как правило, носят не локальный характер, а пространственно-обусловленный.

Цель. Определение темпоральных тенденций пространственных закономерностей смертности населения трудоспособного возраста от основных причин (на примере Республики Башкортостан) и выявление определяющих её территориальных факторов.

Методы. Использованы данные о смертности населения, представленные в разрезе муниципальных образований (54 муниципальных района, 20 городских округов и городских поселений) и агрегированные по 6 основным причинам смерти в динамике за 2002–2020 гг. Анализ предусматривал оценку индекса Морана и построение панельных моделей авторегрессии с пространственным лагом и ошибкой.

Результаты. Наиболее заметно пространственные зависимости проявляются для болезней системы кровообращения (БСК), некоторых инфекционных и паразитарных болезней, а также для внешних причин. Негативное влияние на смертность от БСК населения трудоспособного возраста среди мужчин и женщин оказывает уровень преступности в данном районе (мужчины: p=0,046; женщины: p=0,019). Для мужчин дополнительное влияние оказывает объём валового муниципального продукта (ВМП) (p=0,046). Факторами, снижающими смертность от внешних причин среди трудоспособных мужчин и женщин, служат рост ВМП (мужчины: p=0,0010; женщины: p=0,003), увеличение численности врачей в расчёте на 10 000 населения (мужчины: p=0,001; женщины: p=0,037) и обеспеченности средним медицинским персоналом (мужчины: p=0,026; женщины: p=0,005). Для мужчин значимое влияние на смертность от внешних причин дополнительно оказывает преступность (p=0,028), а для женщин — обеспеченность больничными койками (p=0,030). Пространственные эффекты во всех моделях были значимы на уровне p=0,003.

Заключение. Проведённый анализ позволил обосновать наличие пространственной автокорреляции в разрезе причин смертности, а также существование как общих, так и специфичных факторов мужской и женской смертности, что может быть основой для последующего анализа пространственно-обусловленных условий смертности населения.

Ключевые слова: смертность; причины смерти; пространственное распределение; пространственно-временной анализ.

Как цитировать:
Тимирьянова В.М., Аскаров Р.А., Лакман И.А., Аскарова З.Ф. Пространственные факторы смертности населения трудоспособного возраста в Республике Башкортостан // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 523–537. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456492

Рукопись получена: 25.05.2023 **Рукопись одобрена:** 19.09.2023 **Опубликована online:** 06.10.2023

ЭКО•ВЕКТОР

Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456492

Spatial patterns of mortality among the able-bodied population in the Republic of Bashkortostan

Venera M. Timiryanova[1], Rasul A. Askarov[2], Irina A. Lakman[1], Zagira F. Askarova[3]

[1] Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russian Federation;
[2] Sergo Ordzhonikidze Russian State University for Geological Prospecting, Moscow, Russian Federation;
[3] Bashkir State Medical University of the Ministry of Health of Russia, Ufa, Russian Federation

ABSTRACT

BACKGROUND: Regional differentiation adds complexity to the issue of high mortality among the working-age population. The identified regional patterns of mortality causes are typically not confined to specific areas, but rather influenced by spatial factors.

AIM: To study temporal trends in spatial patterns of mortality of the working-age population mortality from the main causes of death in the Republic of Bashkortostan. In addition, we identified territorial factors associated with the mortality patterns and trends.

METHODS: Mortality data on 6 main causes of death from 54 municipal districts, 20 urban districts and urban settlements were collected for the period from 2002 through 2020. The analysis included estimation of the Moran's index and the spatial panel data modeling.

RESULTS: Spatial mortality patterns were evident for mortality from diseases of the circulatory system, infectious and parasitic diseases, and external causes. The impact of crime levels in a specific region (male: p=0.046; female: p=0.019) negatively affected mortality rates from circulatory diseases among working-age men and women. Additionally, for men, the volume of gross municipal product (GMP) had an additional effect (p=0.046). Factors that contribute to a decrease in mortality from external causes among able-bodied men and women included the growth of GMP (male: p=0.010; female: p=0.003 — for women), an increase in the number of doctors per 10,000 people in the population (male: p=0.001; female: p=0.037), and the availability of nursing staff (male: p=0.026; female: p=0.005). Furthermore, crime rates had a significant impact on mortality from external causes for men (p=0.028), while the availability of hospital beds played a crucial role for women (p=0.030).

CONCLUSION: The study provides the evidence on the presence of spatial autocorrelation in the context of causes of death, as well as common and differing factors influencing male and female mortality in Bashkortostan. The findings provide a solid foundation for further analysis of spatially determined factors contributing to mortality among working-age population.

Keywords: mortality; causes of death; spatio-temporal analysis.

To cite this article:
Timiryanova VM, Askarov RA, Lakman IA, Askarova ZF. Spatial patterns of mortality among the able-bodied population in the Republic of Bashkortostan. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology).* 2023;30(7):523–537. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456492

Received: 25.05.2023 **Accepted:** 19.09.2023 **Published online:** 06.10.2023

ECO•VECTOR

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

Смертность населения трудоспособного возраста считается одной из наиболее важных медико-демографических и социально-экономических проблем нашего государства. Несмотря на тенденции к снижению смертности в России, уровень смертности населения трудоспособного возраста, особенно мужчин, остаётся одним из самых высоких по сравнению с показателями развитых стран мира [1]. Высокий уровень смертности в трудоспособном возрасте в России сопровождается её территориальными и гендерными различиями [2, 3].

Выявление факторов риска увеличения смертности населения трудоспособного возраста — одна из приоритетных задач при разработке стратегии социально-демографического развития любой страны, так как именно смертность в этой группе наносит наибольший экономический ущерб, а знание предикторов необоснованного роста позволяет определить тактику проведения мероприятий, направленных на её снижение. Одной из проблем при решении таких задач является необходимость учёта существенной территориальной дифференциации при моделировании смертности, а также её вариации в зависимости от причин смерти [3]. Территориальный фактор в вариации смертности значим, так как он учитывает различия социально-экономической ситуации и экологической обстановки в разрезе территорий, этногенетические особенности местного населения, различия в уровне организации и оказания медицинской помощи и др. В России эта проблема особо актуальна, так как большая территория всегда порождает пространственные различия в признаках [4]. Соответственно возникает необходимость оценки пространственной связности/различий территорий в отношении смертности трудоспособного населения.

Инструментом, способным проверить гипотезу о наличии территориальной связности в уровне исследуемого показателя, служит пространственная статистика, основанная на проверке статистической значимости пространственной автокорреляции. Применять данный инструмент для учёта влияния пространственного лага в отношении изменения уровня смертности начали более 20 лет назад [5]. При этом данный инструмент не потерял своей актуальности и в настоящее время, в том числе для оценки пространственной автокорреляции смертности по различным причинам: от заболеваний системы кровообращения [6–11], инфекционных болезней [12], внешних причин [13]. Вышеупомянутые исследования обращают внимание на различие факторов смертности в разрезе её причин, в том числе территориально-обусловленных, актуализирующих раздельное исследование региональных факторов смертности для разных групп заболеваний и причин.

Цель работы. Определение темпоральных тенденций пространственных закономерностей смертности населения трудоспособного возраста[1] по основным причинам смерти и выявление определяющих её территориальных факторов (на примере Республики Башкортостан).

Выбор в качестве объекта исследования Республики Башкортостан (РБ) обусловлен высокой территориальной дифференциацией как развития региона, так и уровня смертности по причинам.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

Исследование проведено на материалах Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан[2] за 2000–2021 гг. («Распределение умерших по полу, возрастным группам и причинам смерти», «Возрастной состав населения Республики Башкортостан»), а также данных сборников «Республика Башкортостан в цифрах»[3], «Демографический ежегодник России»[4]. Вся информация собрана в разрезе 54 муниципальных районов и 20 городов (городских округов и городских поселений) и агрегирована по 6 основным причинам смерти в приведённых показателях на 100 тыс. населения (за 2002–2020 гг.): болезни системы кровообращения (БСК); болезни органов дыхания (БОД); болезни органов пищеварения (БОП); новообразования; некоторые инфекционные и паразитарные болезни; травмы, отравления и некоторые другие последствия воздействия внешних причин.

Для проверки гипотезы о наличии пространственных автокорреляционных связей в уровне смертности трудоспособного населения РБ в динамике наблюдения за 2002–2020 гг. по основным причинам смерти использовали следующую логику исследования.

На первом этапе определяли вариацию смертности по причинам в разрезе районов и городов РБ, в том числе отдельно для мужчин и женщин, и обосновывали пространственную обусловленность смертности.

На втором этапе анализировали пространственную автокорреляцию данных [14] в разрезе основных причин смерти путём оценки глобального индекса Морана I_M по формуле:

---

[1] Термин «трудоспособный возраст» использовался нами в таком виде, как он интерпретируется Росстатом: женщины 16–54 лет, мужчины 16–59 лет. См., например: Женщины и мужчины России: статистический сборник. Москва, 2020. С. 32. Режим доступа: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/yhNtbedG/Wom-Man%202020.pdf Дата обращения: 11.01.23.

[2] Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан. Режим доступа: https://02.rosstat.gov.ru/statistic Дата обращения: 11.01.23.

[3] Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан. Республика Башкортостан в цифрах. Режим доступа: https://02.rosstat.gov.ru/storage/mediabank/kompleksnyi-sbornik_2020.pdf Дата обращения: 11.01.23

[4] Федеральная служба государственной статистики. Режим доступа: https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13207 Дата обращения: 11.01.23.

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456492

$$I_M = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Mor_i - \overline{Mor})(Mor_j - \overline{Mor})}{\sum_i (Mor_i - \overline{Mor})^2},$$

где n — общее число муниципальных образований и городских округов в РБ; w_{ij} — элемент, находящийся на пересечении i-й строки и j-го столбца весовой матрицы смежности; Mor_i и Mor_j — соответствующие исследуемые уровни смертности в i-м и j-м муниципалитете; $\overline{Mor}$ — среднее значение уровня смертности по республике в исследуемый год наблюдения.

Для учёта пространственных связей сформирована весовая матрица смежности w_{ij} по принципу бинарного ответа: 1 присваивалась ячейке матрицы, если между i-м и j-м муниципалитетами есть общая граница, 0 — если общей границы нет. Причём для городских округов определяли в ячейках матрицы 1 как на пересечении с муниципалитетом, в котором находится данный город, так и на пересечении с муниципалитетами, которые граничат с данным муниципальным образованием, т.е. для каждого города учитывали соседство с районами его агломерации. Визуализация матрицы смежности представлена на рис. 1 в виде графа, построенного по центрам рассматриваемых районов и городских поселений.

На третьем этапе проверяли гипотезу о влиянии факторов социально-экономического развития территорий на смертность трудоспособного населения с учётом их пространственной обусловленности, отдельно для женщин и мужчин по основным причинам смерти. Для этого использовали методы пространственного панельного моделирования [14, 15]. Под панельными данными понимаются наблюдения за множеством однотипных объектов (здесь — 54 муниципальных образования и 20 городов), прослеженные в равноотстоящие промежутки времени. Под пространственной авторегрессией

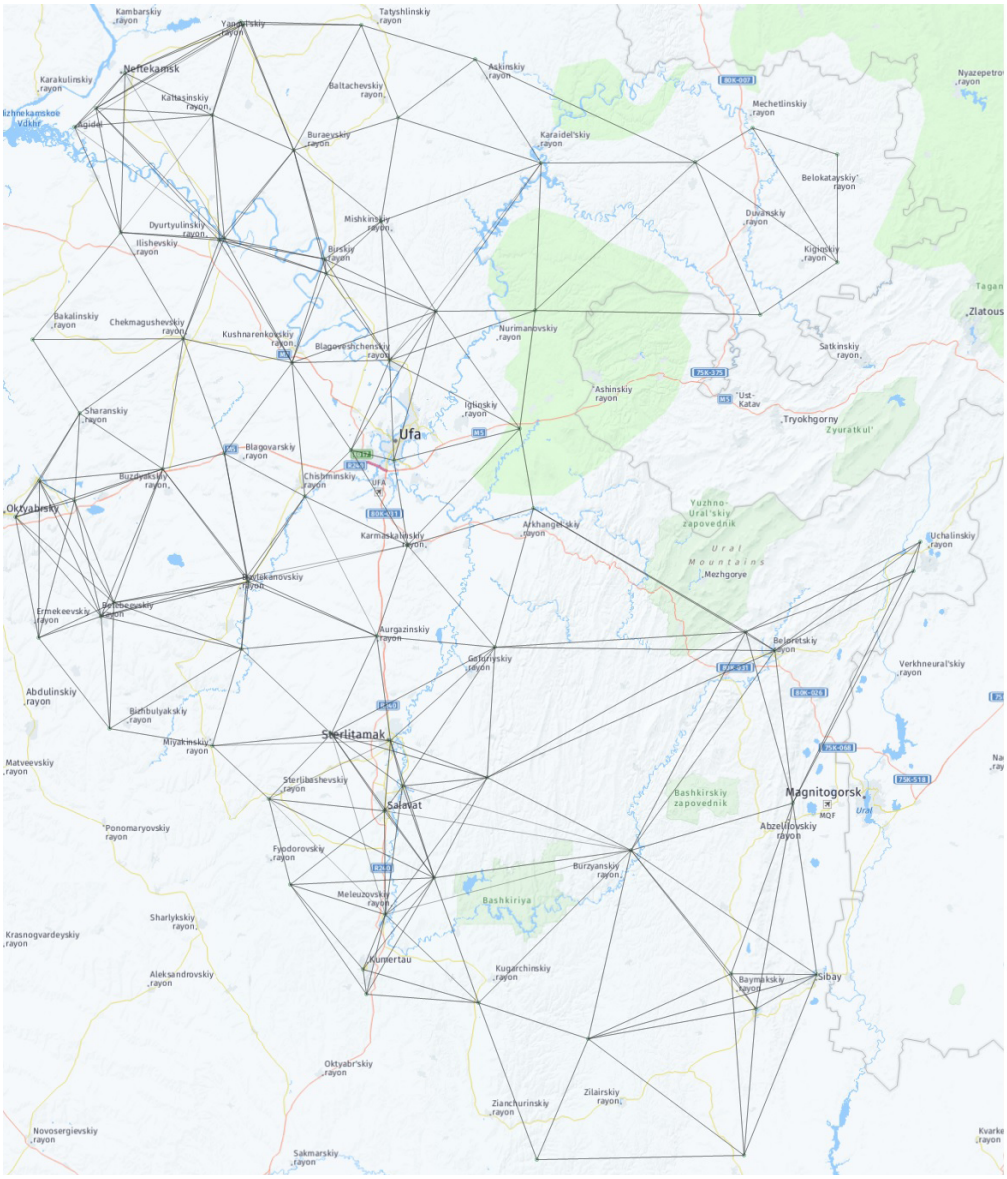

Рис. 1. Граф связанности объектов наблюдения.
Fig. 1. Connectivity graph of observations.

понимается зависимость между показателями рассматриваемой территории и территории, с ней соседствующей, соответственно пространственный лаг первого порядка определяет прямое соседство (наличие общей границы) территорий, а пространственный лаг второго порядка — влияние соседства второго уровня (соседство соседей). В частности, в настоящем исследовании рассматривали три альтернативные спецификации уравнений пространственной панельной регрессии:

- панельная модель с пространственной автокорреляцией (SAR):
$$Mor_{it} = \rho WMor_{it} + X\beta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon;$$
- панельная модель пространственной ошибки (SEM):
$$Mor_{it} = X\beta + \lambda Wu + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon;$$
- панельная модель с пространственной автокорреляцией и пространственной ошибкой (SAC):
$$Mor_{it} = \rho WMor_{it} + X\beta + \lambda Wu + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon.$$

Здесь в уравнениях: Mor_{it} — исследуемые уровни смертности в *i*-м муниципалитете в *t*-й период времени; $W=w_{ij}$ — весовая матрица смежности *i*-го и *j*-го муниципалитетов; X — матрица факторов влияния; α_i, γ_i — индивидуальные панельные эффекты соответственно для муниципалитетов и для периодов времени; ρ — коэффициент автокорреляции пространственного лага; λ — коэффициент пространственной ошибки; β — коэффициенты при регрессорах; ε — случайная компонента; *i* – индекс муниципальных образований (*i*=1, ..., 74), *t* — индекс периода времени (*t*=2002, ..., 2019).

Панельная структура данных наложила определённые условия на выбор спецификации моделей пространственного лага в смертности: тип панельных эффектов (фиксированные или случайные), однонаправленные эффекты (только по муниципалитетам или по периодам), двунаправленные эффекты (по муниципалитетам и по периодам). Наиболее подходящую спецификацию выбирали с учётом широкого круга тестов, в том числе модифицированных тестов множителей Лагранжа, проверяющих несколько гипотез, разделяя случайные пространственные эффекты, пространственно-автокоррелированные остатки и авторегрессионные остатки первого порядка; тестов Балтаги–Сонга–Коха, в основе которых рассматриваются нулевые гипотезы о равенстве нулю коэффициента пространственной автокорреляции и отсутствии при этом случайных эффектов [14, 15]. Критериями отбора подходящей спецификации модели также являются максимальные значения коэффициента детерминации R^2.

В качестве основных факторов социально-экономического развития муниципальных образований и городских округов, оказывающих влияние на смертность населения в трудоспособном возрасте, рассматривали валовый муниципальный продукт (ВМП), численность врачей в расчёте на 10 000 населения, обеспеченность средним медицинским персоналом на 10 000 населения, обеспеченность больничными койками на 10 000 населения, количество зарегистрированных преступлений на 10 000 населения и уровень зарегистрированной безработицы (%), а также плотность населения (человек/км^2). ВМП был рассчитан авторами самостоятельно на основе официальной статистической информации в разрезе муниципальных образований с использованием зарубежной методики оценки «городского продукта» (метод А) [16]. Выбор включаемых в модель факторов учитывал ранее проводимые исследования по данной проблематике: например, в работе [17] авторы рассматривали влияние уровня насильственных преступлений на душу населения на риск развития сердечно-сосудистых заболеваний; в работе [18] было исследовано влияние на уровень смертности от БСК показателей обеспеченности врачами и средним медицинским персоналом; в работе [19] проанализировано влияние доходов населения на смертность от БСК; в работе [20] изучено влияние доступности медицинской помощи (обеспеченность медицинским персоналом) на смертность по причине травмы; согласно [21], уровень преступности оказывает влияние на смертность трудоспособного населения от внешних причин; в работе [22] показано значимое влияние плотности населения на смертность от внешних причин. Обстоятельством, способствующим выбору рассматриваемого набора факторов влияния, также являлась доступность статистики на уровне городов и районов.

Пространственный автокорреляционный анализ проводили в среде статистического моделирования R Studio.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Согласно официальной статистике, по абсолютному значению за 2002–2020 гг. в РБ умерло 290 971 человек трудоспособного возраста. Общая смертность трудоспособного населения в анализируемый период снизилась на 10,7%, и среднемноголетняя смертность составила 624,8±47,6‰ (у мужчин — 965,3±83,8‰; у женщин — 265,7±24,6‰) (по РФ среднемноголетняя смертность трудоспособного населения от всех причин за период 2002–2020 гг. составила 630,7±118,1‰, при этом среднегодовая смертность снизилась с 775,6‰ в 2002 году до 548,2‰ в 2020 году). При сохранении общероссийской тенденции на снижение уровня смертности в РБ отмечается её высокая территориальная дифференциация (рис. 2). Так, согласно тесту Краскела–Уоллиса, проведённому для сравнения среднемноголетних значений общей смертности трудоспособного населения по семи географическим зонам, традиционно выделяемым в РБ, имеются статистически значимые различия (χ^2=70,01; p <0,001).

В табл. 1 приведены результаты пространственного автокорреляционного анализа в динамике 2002–2020 гг. для показателей смертности населения трудоспособного возраста по основным классам причин.

Проведённый пространственный корреляционный анализ выявил статистически значимые пространственные

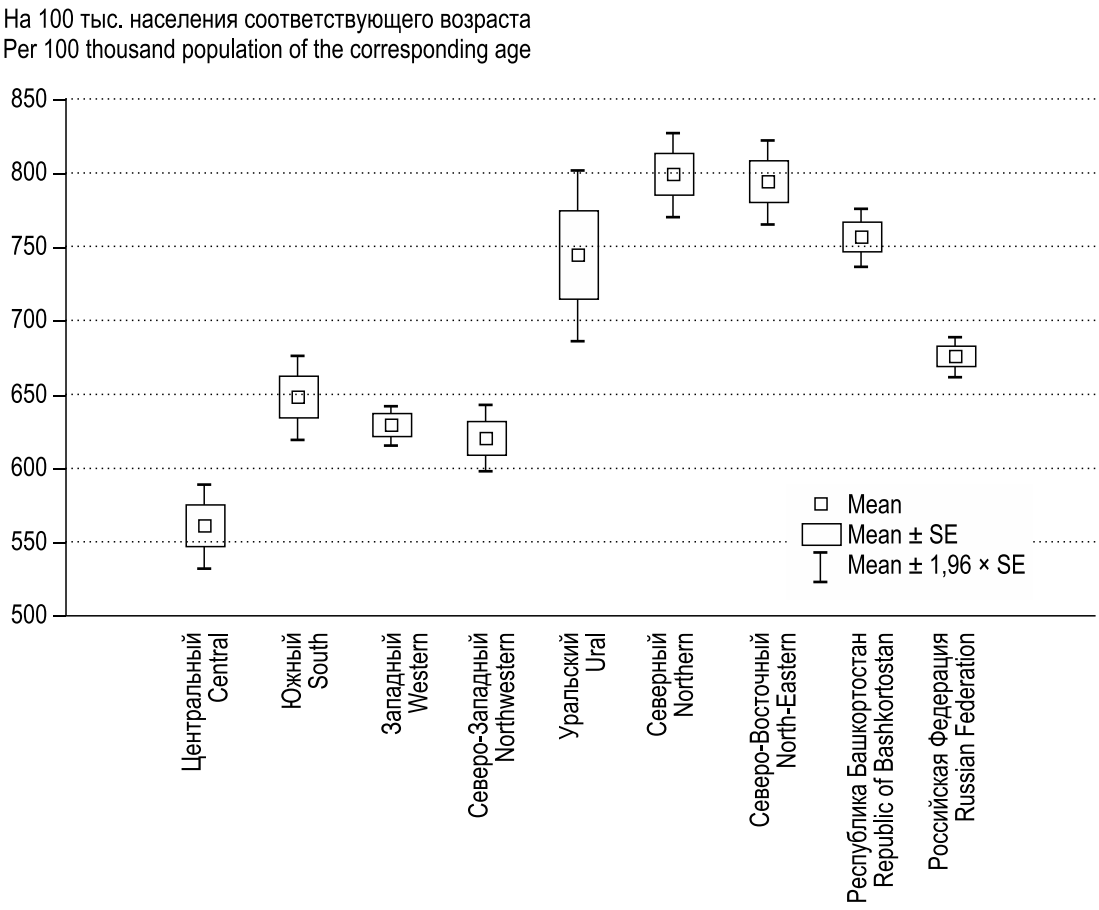

Рис. 2. Уровень общей смертности населения трудоспособного возраста в регионах Республики Башкортостан (оба пола, 2002–2020 гг., на 100 тыс. населения): Mean — арифметическое среднее; SE — стандартная ошибка среднего.
Fig. 2. All-cause mortality among working-age population in the regions of the Republic of Bashkortostan (both genders, 2002–2020, per 100 thousand population): Mean — estimated mean; SE — standard error.

зависимости для смертности трудоспособного населения по трём основным причинам: от инфекционных и паразитарных болезней, БСК и от внешних причин. С учётом особенностей инфекционных болезней, в том числе влияния пандемии коронавируса на общий объём зарегистрированных инфицированных больных, далее эти болезни нами в рамках текущего исследования не рассматривались. По остальным причинам (новообразования, БОД, БОП) пространственные зависимости в отдельные годы хотя и отмечаются, однако носят неустойчивый характер, что во многом связано с особенностями возникновения болезней, ставших причинами смерти.

Анализ данных смертности трудоспособного населения за 2002–2020 гг. показал сильные гендерные различия в частоте смертей по причинам. В структуре причин смерти у мужчин в РБ ранговые места занимали травмы, отравления и другие внешние причины (32,3%), второе — БСК (31,1%), третье — новообразования (10,0%). У женщин на первом месте находились БСК (25,3%), на втором — внешние причины (22,5%), на третьем — новообразования (19,3%). В связи с этим пространственные модели на панельных данных (SAR и SAC) строились для смертности мужчин и женщин отдельно.

В результате проведения процедур подбора оптимальной спецификации пространственной модели смертности по причинам и выполнения статистических тестов на спецификацию, в том числе панельных эффектов, определены для моделирования смертности: по причине БСК мужчин трудоспособного возраста — SAR с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по причине БСК женщин трудоспособного возраста — SAC с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по внешним причинам мужчин трудоспособного возраста — SAR с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по внешним причинам женщин трудоспособного возраста — SAC с фиксированными двунаправленными панельными эффектами. Соответствующие результаты проведённого моделирования сведены в табл. 2, в которой также приведены для наглядности отсутствия их влияния незначимые факторы влияния (p >0,2) — в обобщённых моделях они не учитывались. Модели для смертности по причинам новообразований, БОД и БОП показали низкую статистическую значимость и не представлены в таблице. Моделирование смертности трудоспособного населения по причинам инфекций требует отдельного исследования, так как необходимо

Таблица 1. Глобальные индексы пространственной автокорреляции Морана для показателей смертности трудоспособного населения по основным причинам (на 100 тыс. населения)

Table 1. Global Moran's Index for mortality rates of the working age population across the main causes of death (per 100 thousand)

Год Year	Инфекционные и паразитарные болезни Infectious and parasitic diseases	БСК DCS	Новообразования Neoplasms	Внешние причины External causes	БОД DRS	БОП DDS
2002	0,083*	0,190***	0,098*	0,280***	0,110*	–0,038
2003	0,023	0,253***	–0,039	0,116*	0,200***	0,054
2004	–0,015	0,080*	–0,142	0,171**	0,088*	0,086*
2005	0,006	0,046	0,120*	0,124**	0,049	0,051
2006	0,206***	0,169**	–0,049	0,070	–0,078	0,095*
2007	0,140**	0,056	–0,003	0,155**	0,022	0,146**
2008	0,006	0,052	0,105*	0,155**	0,054	0,010
2009	0,044	0,081*	0,082*	0,194***	0,115*	0,067
2010	0,088*	0,094*	0,064	0,190***	0,085*	0,125**
2011	0,054	0,165***	0,029	0,040	–0,050	0,034
2012	0,166**	0,165***	–0,056	0,147**	0,023	0,048
2013	0,108*	0,184***	0,059	0,123*	0,079	0,110*
2014	0,032	0,190***	–0,006	0,157*	0,106*	0,071
2015	0,096*	0,209***	0,091*	0,043	–0,110	0,046
2016	0,199***	0,150**	–0,014	–0,002	–0,046	0,105*
2017	0,084*	0,148**	0,041	0,053	0,061	–0,013
2018	0,235***	0,204***	–0,025	0,011	0,034	–0,034
2019	0,098*	0,133**	–0,051	0,013	0,057	–0,019
2020	0,097*	0,100*	0,126**	0,048	–0,125	0,071

Примечание: БСК — болезни системы кровообращения, БОД — болезни органов дыхания, БОП — болезни органов пищеварения; *, **, *** — статистическая значимость глобального индекса автокорреляции Морана при уровне значимости p <0,05, p <0,01 и p <0,001 соответственно.

Note: DCS — diseases of the circulatory system, RD — diseases of the respiratory system, DDS — diseases of the digestive system; *, **, *** — statistical significance of Moran's global autocorrelation index at p <0.05, p <0.01 and p <0.001, respectively.

выделять смертность по основным социально-значимым инфекциям (ВИЧ, вирусный гепатит, туберкулёз).

С учётом противоречивых результатов моделирования (логичное снижение смертности при росте числа врачей на 10 000 населения при нелогичном её росте при увеличении обеспеченности средним медицинским персоналом) модели были пересмотрены с включением фактора «Отношение численности врачей к численности среднего медицинского персонала». Результаты видоизменённых пространственных моделей сведены в табл. 3.

Результаты пространственного регрессионного моделирования подтвердили целесообразность учёта в модели авторегрессии пространственного лага ρ (p <0,01) при анализе смертности от БСК и от внешних причин среди мужчин и женщин трудоспособного возраста. Коэффициенты при пространственном лаге при этом положительные, что свидетельствует о пространственной связности показателя смертности для территорий. Значимость спецификации фиксированных панельных эффектов как по времени, так и по объектам исследования (муниципалитетам) свидетельствует о наличии индивидуальных темпоральных особенностей в структуре смертности. Таким образом, введение в модель пространственного лага и фиксированных панельных двунаправленных эффектов позволило убрать смещение в оценках коэффициентов при регрессорах, вызванных различиями муниципальных образований, и как следствие — повысить их значимость.

ОБСУЖДЕНИЕ

Проведённый анализ показал, что не для всех причин смертности наблюдается их устойчивая пространственная зависимость. Наибольшая пространственная связность (при p <0,001 для большинства лет рассматриваемого

Таблица 2. Пространственные модели смертности трудоспособного населения от болезней системы кровообращения и от внешних причин, коэффициент ± стандартная ошибка (*p*-уровень)

Table 2. Spatial models of the working-age population mortality from diseases of the circulatory system and from external causes, coefficient ± std. error (*p*-level)

Факторы влияния Determinants	Смертность от болезней системы кровообращения Mortality from diseases of the circulatory system		Смертность от внешних причин Mortality from external causes	
	мужчин | male	женщин | female	мужчин | male	женщин | female
Валовой муниципальный продукт Gross municipal product	–0,00004±0,00002 (*p*=0,0464)	—	–0,00005±0,00002 (*p*=0,0098)	–0,00002±0,000006 (*p*=0,0029)
Численность врачей в расчёте на 10 000 населения Doctors per 10,000 population	—	—	–2,1499±0,6505 (*p*=0,0009)	–0,5225±0,2509 (*p*=0,0373)
Обеспеченность средним медицинским персоналом на 10 000 населения Nursing staff per 10,000 population	—	—	0,7017±0,3147 (*p*=0,0256)	0,3809±0,1359 (*p*=0,0051)
Обеспеченность больничными койками на 10 000 населения Hospital beds per 10,000 population	—	—	—	–0,1754±0,0809 (*p*=0,0302)
Зарегистрировано преступлений (на 10 000 населения) Crimes per 10,000 population	0,1772±0,0089 (*p*=0,0463)	0,0843±0,0358 (*p*=0,0188)	0,1741±0,0791 (*p*=0,0279)	—
Уровень зарегистрированной безработицы Registered unemployment rate	—	—	—	—
Плотность населения Population density	–16,7711±5,9911 (*p*=0,0051)	—	—	—
Пространственный лаг, ρ Spatial lag, ρ	0,0317 (*p* <0,001)	0,0585 (*p*=0,0034)	0,019 (*p* <0,001)	0,0618 (*p*=0,0012)
Пространственная ошибка, λ Spatial error, λ	—	–0,0643 (*p* <0,001)	—	–0,0653 (*p* <0,001)
Псевдо R^2 Pseudo R^2	0,461	0,377	0,673	0,329

наблюдения) определяется для смертности от БСК. Существует множество исследований, подтверждающих соответствующую гипотезу: в работе W. Wang и соавт. анализируется смертность от БСК в Китае [7], анализ V.R.F. Cestari и соавт. проведён для смертности по причине сердечной недостаточности в Бразилии [8], работа E.A. Baptista и B.L. Queiroz раскрывает проблему смертности от БСК во всём мире [9]. Причин для пространственной автокорреляции смертности от БСК может быть несколько: это и уровень оказания медицинской помощи на отдельных территориях (показано авторами настоящего исследования для Башкортостана [10]); традиции в образе жизни, в частности в питании; движение информационного потока; этногенетические особенности местного населения; а также загрязнение окружающей среды. Например, в исследовании L. Luo и соавт. [11] на примере Китая показано, что существуют пространственные зависимости от загрязнения окружающей среды твёрдыми частицами для смертности от инсульта. Отдельно следует отметить важность социально-экономического фона

Таблица 3. Видоизменённые пространственные модели смертности трудоспособного населения от болезней системы кровообращения и от внешних причин, коэффициент ± стандартная ошибка (*p*-уровень)

Table 3. Modified spatial models of the working-age population mortality from diseases of the circulatory system and from external causes, coefficient ± std. error (*p*-level)

Факторы влияния Influencing factors	Смертность от болезней системы кровообращения Mortality from diseases of the circulatory system		Смертность от внешних причин Mortality from external causes	
	мужчин | male	женщин | female	мужчин | male	женщин | female
Валовой муниципальный продукт Gross municipal product	–0,00004±0,00002 (*p*=0,0464)	—	–0,00005±0,00002 (*p*=0,0099)	–0,00002±0,000006 (*p* <0,001)
Отношение численности врачей к численности среднего медицинского персонала/The ratio of the number of doctors to the number of secondary medical personnel	—	—	–2,1949±0,7108 (*p*=0,002)	–0,4554±0,26677 (*p*=0,088)
Обеспеченность больничными койками на 10 000 населения Hospital beds per 10,000 population	—	—	—	—
Зарегистрировано преступлений (на 10 000 человек населения) Crimes per 10,000 population	0,1772±0,0089 (*p*=0,0463)	0,0843±0,0358 (*p*=0,0188)	0,1743±0,07902 (*p*=0,0274)	—
Уровень зарегистрированной безработицы Registered unemployment rate	—	—	—	—
Плотность населения Population density	–16,7711±5,9911 (*p*=0,0051)	—	—	—
Пространственный лаг, ρ Spatial lag, ρ	0,0317 (*p* <0,001)	0,0585 (*p*=0,0034)	0,12 (*p*=0,0047)	0,0817 (*p*=0,081)
Пространственная ошибка, λ Spatial error, λ	—	–0,0643 (*p* <0,001)	—	—
Псевдо R^2 Pseudo R^2	0,461	0,377	0,673	0,326

для пространственной смертности от БСК, отмечаемую учёными [9, 10].

Пространственная связность особенно ярко в последнем десятилетии прослеживается для смертности трудоспособного населения по причине инфекций. Во многом это связано с пространственной обусловленностью смертности от социально-значимых инфекций (ВИЧ, туберкулёз, гепатиты), наиболее распространённых как раз в трудоспособном возрасте. Похожие выводы о пространственной обусловленности смертности от туберкулёза были получены в исследовании D. Kibuuka и соавт. для ЮАР [12], а от рака печени, вызванного гепатитом С, — в работе C. Feng и соавт. [23] для Китая. В исследовании смертности от пневмонии по причине респираторных инфекций методами пространственного автокорреляционного анализа на данных г. Боготы (Колумбия) показано наличие различных типов пространственных процессов и различных факторов, стимулирующих пространственное распространение и кластеризацию показателей смертности [24]. Однако данная проблема требует отдельного детального исследования с учётом анализа структуры смертности трудоспособного населения по причине инфекционных болезней. Такое исследование авторы планируют выполнить и опубликовать в дальнейшем.

Для смертности по причине новообразований пространственная связность выражена слабее: только для периодов 2002, 2005, 2008–2009, 2015 и 2020 гг. есть значимость при p <0,05. Во многом это обусловлено тем, что в агрегированном показателе «смертность по причине новообразований» не все нозологии, вносящие вклад в онкологическую смертность, могут быть пространственно-обусловленными. При этом работа R. Roquette и соавт. [25], выполненная для Португалии, подтверждает гипотезу о пространственной связности смертности от рака. Следует также отметить, что все вышеперечисленные годы, для которых был значим коэффициент пространственной автокорреляции, являются кризисными для экономики России. Однако предварительно построенная пространственная панельная модель со спецификацией, учитывающей фиксированные эффекты по периодам, не была значимой (коэффициенты пространственного лага были статистически незначимы). Это свидетельствует о том, что следует строить уравнения несвязных по времени пространственных регрессий для данных лет и исследовать каждую ситуацию по времени отдельно.

Смертность по причине БОД была пространственно-связной в муниципалитетах РБ (p <0,05) в периоды 2002–2004, 2009–2010 гг. и в 2014 году (см. табл. 1). Примечательно, что все эти периоды являлись кризисными для экономики республики, хотя имеется исследование, в котором, напротив, методами пространственной статистики доказывается, что существует пространственно-обусловленное влияние роста социально-экономического развития территории на рост смертности от рака лёгких [26]. Соответственно, гипотеза о пространственном влиянии уровня социально-экономического развития территорий на смертность от БОД требует дополнительной проверки.

Смертность трудоспособного населения по причине БОП имела пространственные закономерности (при p <0,05) в РБ в периоды 2004, 2006–2007, 2010, 2013 и 2016 гг. В разрезе по видам причин отмечается различное изменение пространственной зависимости во времени. Можно отметить снижение пространственной автокорреляции и преимущественно низкую статистическую значимость оценок в последние пять лет для БОД, БОП и новообразований: предварительно построенные пространственные панельные регрессии не были статистически значимы ни в какой из спецификаций.

В отличие от смертности по причине новообразований, БОД и БОП, где пространственная зависимость проявлялась только в отдельные годы, а статистическая значимость оценки пространственной автокорреляции не достигала уровня p <0,001, для смертности от внешних причин в 2002–2014 гг. характерна достаточно высокая пространственная обусловленность. Однако начиная с 2015 года наличие пространственной автокорреляции для неё не подтверждается (p >0,05). Такое резкое изменение ситуации, очевидно, имело серьёзные причины.

В первую очередь следует отметить, что в РБ один из самых высоких показателей смертности от внешних причин, с высокой долей в них смертности от суицидов [27]. В 2014 году были приняты две новые программы: программа развития здравоохранения и программа обеспечения общественной безопасности в республике. С 2014 по 2016 год активно велась работа по открытию психотерапевтических подразделений, было сформировано восемь межмуниципальных центров с прикреплённой зоной обслуживания [28]. Для муниципальных образований с высокими показателями смертности от суицидов были разработаны индивидуальные планы мероприятий. Помимо отмеченных программ, оказывающих прямое воздействие на смертность, следует отметить, что изменялась социально-экономическая, криминогенная, дорожная ситуация в регионе. Как следствие, на протяжении рассматриваемого периода смертность от внешних причин в целом по региону сокращалась. Если в 2002 году не было ни одного района или города со значением смертности от внешних причин менее 135 случаев на 100 тыс. населения, то к 2019 году таких территорий было 22 из 74 (рис. 3).

Наблюдается территориальная вариация смертности от внешних причин (см. рис. 3). Во-первых, в городах уровень смертности от внешних причин на протяжении всего периода был ниже, чем в сельских территориях, что отмечается и другими учёными [28]. Во-вторых, с точки зрения пространственных зависимостей в период до 2015 года на территории чётко выделялись две зоны: высоких значений смертности от внешних причин на юго-востоке республики и низких значений — на западе. В 2002 и 2009 году пространственные кластеры сильнее всего визуализируются, а индекс Морана, характеризующий пространственную автокорреляцию данных, достигает наиболее высоких значений и статистической значимости (p <0,001). Начиная с 2015 года отмечается резкое снижение пространственной автокорреляции смертности от внешних причин, визуально проявляющееся в разрушении отмеченных выше пространственных кластеров (см. рис. 3 и табл. 1). Одной из причин могло стать формирование индивидуальных программ для отдельных районов, позволивших, согласно проводимым исследованиям, зафиксировать «наибольший темп снижения смертности от суицидов» [27]. Несмотря на сохраняющиеся низкие значения оценки пространственной автокорреляции в последующем, нельзя не заметить, что к 2019 году на юго-востоке республики снова визуализируется территориальная обусловленность более высокой смертности от внешних причин. Эта тенденция в целом согласуется с ранее проводимыми исследованиями, согласно которым для суицидальной смертности характерна пространственная закономерность изменения [13, 29].

Проведённый анализ показал различное проявление пространственных зависимостей в разрезе причин смертности, что встречается и в других исследованиях

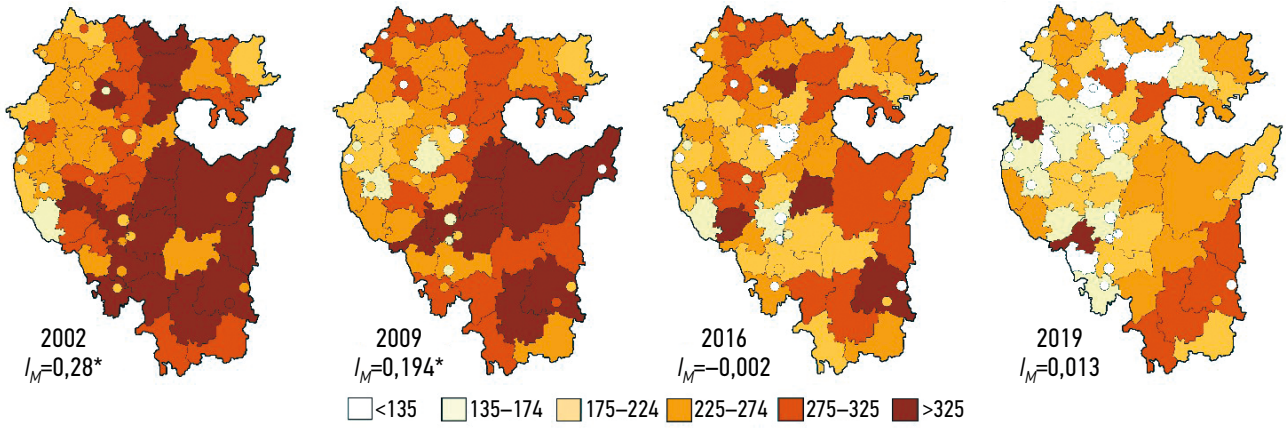

Рис. 3. Смертность населения трудоспособного возраста от внешних причин в 2002, 2009, 2016, 2019 гг. в Республике Башкортостан на 100 тыс. населения; * статистическая значимость глобального индекса автокорреляции Морана при уровне значимости p <0,001.
Fig. 3. Working-age population mortality from external causes in the Republic of Bashkortostan in 2002, 2009, 2016 and 2019 per 100 thousand; * statistical significance of Moran's global autocorrelation index at p <0.001.

[29, 30]. Так, в работе O. Penina [30] выявлена статистически значимая пространственная автокорреляция только для смертности по причине БСК, БОП, внешним причинам (только для мужчин) и установлено её отсутствие для смертности по причинам инфекций, новообразований, БОД. В каждом конкретном случае выявляемая пространственная зависимость или её отсутствие могут быть следствием особенностей территории и условий развития конкретных заболеваний на ней. В частности, в работе P. Grigoriev и соавт. [31] показана статистически значимая пространственная зависимость смертности от различных видов рака в одних регионах Беларуси при её отсутствии в других. Авторами выдвигается предположение о том, что такое различие связано с близостью первых к Чернобылю [31]. В свою очередь в работе O. Penina [30], в отличие о нашего исследования, отмечается статистически значимая пространственная зависимость по причине БОП, в которой конкретизируется, что основной вклад в неё вносит цирроз печени, вызванный высоким потреблением винных продуктов в Молдавии [28], что не является характерным для РБ. Таким образом, каждый конкретный случай должен рассматриваться отдельно. Пространственная автокорреляция, с одной стороны, фактически указывает на подобие значений в соседних территориях. С другой стороны, в случае её выявления необходимость более детального исследования территориальной обусловленности таких болезней определяет возможность применения методов пространственного моделирования для этих целей.

Устойчиво высокая пространственная зависимость, отмеченная по БСК и внешним причинам, определила возможность построения пространственных моделей с целью определения факторов, определяющих смертность по ним. На эти причины в РБ приходится более 60% смертей трудоспособного населения. Проведённое моделирование показало, что на смертность мужчин и женщин в трудоспособном возрасте по причине БСК статистически значимое влияние оказывает количество преступлений, совершённых в данном районе (p <0,05), что согласуется с другими исследованиями. Так, например, M.R. Sprung и соавт. [17] показали, что жизнь в районе с высоким уровнем преступности может повлиять на возникновение проблем с сердечно-сосудистой системой. То, что на смертность среди мужчин от БСК в трудоспособном возрасте оказывает влияние ВМП (p <0,05), также согласуется со многими исследованиями, показывающими, что рост благосостояния жителей определённой территории является признаком, способствующим снижению смертности по соответствующей причине [18], особенно среди трудоспособного населения [19]. Высокая плотность населения, выявленная по результатам пространственного моделирования как предиктор значимого снижения смертности мужчин от БСК в трудоспособном возрасте (p <0,01), скорее всего, является вторичным фактором влияния. Высокая плотность населения характерна для городских округов, где качество жизни выше и доступней блага, такие как образование и здравоохранение, а обезлюдение территорий, напротив, способствует разложению общества, развитию пьянства и сопутствующих ему заболеваний, в том числе сердечно-сосудистых, как следствие, обеспечивающих высокую смертность среди населения трудоспособного возраста. Примечательно, что на смертность от БСК среди женщин трудоспособного возраста значимое влияние оказал только один фактор социально-экономического развития территорий — зарегистрированное число преступлений на 10 000 человек населения. Во многом это объясняется невысокой смертностью по данной причине среди женщин соответствующего возраста по сравнению с аналогичной причиной смерти среди мужчин.

Пространственный анализ смертности от внешних причин среди трудоспособного населения показал, что и для мужчин, и для женщин факторами, снижающими

её, являются ВМП (p <0,01), определяющий уровень общего благосостояния территории, и численность врачей в расчёте на 10 000 населения (p <0,05). В исследовании J.J. Osterwalder [20] косвенно подтверждается влияние обеспеченности врачами конкретной территории на снижение смертности от внешних причин: показано, что разворачивание системы региональных травматологических центров способно повлиять на снижение смертности от травм среди трудоспособного населения. Примечательно, что рост обеспеченности средним медицинским персоналом на 10 000 населения, напротив, оказывал положительное влияние на увеличение смертности среди мужчин и женщин от внешних причин (p <0,05). Полученный противоречивый результат объясняется достаточно просто: в отдалённых населённых пунктах и на малочисленных территориях существенная нехватка врачей компенсируется фельдшерами. Этот факт был подтверждён перестроенной моделью, где в качестве фактора влияния рассматривалось отношение числа врачей к количеству средних медицинских работников. Перестроенная модель показала, что чем больше врачей по отношению к среднему медицинскому персоналу, тем меньше уровень смертности от внешних причин среди трудоспособных мужчин и женщин. Влияние числа зарегистрированных преступлений на смертность от внешних причин среди мужчин трудоспособного возраста (p <0,05) вполне логично и согласуется с известными исследованиями (например, работой M. Stenbacka и B. Jansson [21]), где показано, что у людей, совершающих правонарушения, значимо выше риск умереть в трудоспособном возрасте. Криминогенная ситуация влияет на количество как убийств, так и самоубийств [28]. Примечательно, что фактор плотности населения не выявлен как статистически значимый в результате пространственного моделирования, хотя существуют исследования, в которых показано статистически значимое влияние низкой плотности населения на увеличение смертности от травм у людей трудоспособного возраста [22].

Ограничения исследования. Одним из ограничений исследования является выбор включаемых в модель факторов, имеющих официально регистрируемую статистику на уровне городов и районов за рассматриваемый период 2002–2020 гг. Изменение методологий сбора, перечня собираемых органами государственной статистики, Минздрава и Минэкологии показателей осложняет возможности выстраивания их в виде сопоставимых лонгитюдных данных, что необходимо для проведения панельного анализа. Однако преимущество использования такого анализа заключается в том, что с его помощью за счёт введения индивидуальных эффектов можно учесть ненаблюдаемую официально информацию, обеспечивающую вариацию исследуемого показателя по периодам и/или по территориям. В проведённом исследовании статистически значимыми были спецификации моделей с введением фиксированных эффектов как по периодам, так и по территориям (двунаправленные панели), что повысило надёжность получаемых оценок и обеспечило достоверность сделанных выводов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Пространственные зависимости характерны для многих явлений и процессов, и смертность не является исключением. Проведённый анализ смертности по причинам с использованием данных муниципальных органов статистики Республики Башкортостан за период 2002–2020 гг. показал, что пространственная зависимость смертности более заметно проявляется по болезням системы кровообращения, инфекционным и паразитарным болезням, а также по внешним причинам, что согласуется с аналогичными исследованиями, проводимыми с использованием данных других стран. Построенные модели смертности трудоспособного населения от БСК и внешних причинх позволили установить различную значимость территориальных факторов для разных причин смертности у мужчин и женщин при устойчивом сохранении значимости пространственных эффектов во всех построенных моделях.

Выявленные зависимости фактически определяют необходимость более глубокого исследования пространственного фактора в смертности по ряду причин, актуализируют оценку территориальных факторов более высокой заболеваемости и развития региональных систем здравоохранения, с тем чтобы формировать решения, адекватные складывающейся на отдельных территориях ситуации.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Источник финансирования. Исследование выполнено в рамках государственного задания Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (код научной темы FZWU-2023-0002).

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

Вклад авторов. В.М. Тимирьянова — обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, построение моделей, написание текста и редактирование статьи; Р.А. Аскаров — обзор литературы, сбор и обработка данных, анализ результатов, подготовка и написание текста статьи; И.А. Лакман — сбор и анализ литературных источников, статистический анализ данных, написание аналитической части статьи; З.Ф. Аскарова — сбор и обработка данных, анализ и обобщение результатов, редактирование статьи. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE (все авторы внесли существенный вклад в разработку концепции, проведение исследования и подготовку статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией).

ADDITIONAL INFORMATION

Funding source. This study was supported by the Ministry of Science and Higher Education of the Russian Federation (grant ID FZWU-2023-0002).

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

Authors' contribution. V.M. Timiryanova — literature review, collection and analysis of literature, modeling, drafting and editing the article; R.A. Askarov — literature review, data collection and processing, analysis of the results, preparation and writing of the text of the article; I.A. Lakman — collection and analysis of literary sources, statistical analysis of data, writing the analytical part of the article; Z.F. Askarova — data collection and processing, analysis of the results, generalization of the results and editing of the article. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria (all authors have made a significant contribution to the development of the concept, research and preparation of the article, read and approved the final version before publication).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. https://gateway.euro.who.int/ru/ [интернет]. Здоровье для всех (HFA-DB). Европейский портал информации здравоохранения ВОЗ. Режим доступа: https://gateway.euro.who.int/ru/datasets/european-health-for-all-database/ Дата обращения: 12.01.2023.
2. Нарбут В.В. Смертность населения России в трудоспособном возрасте: гендерные и территориальные различия // Высшее образование сегодня. 2016. № 2. С. 48–51.
3. Кандрычын С.В., Разводовский Ю.Е. Пространственные закономерности дифференциации уровня смертности от внешних причин // Проблемы развития территории. 2015. № 4. С. 97–112.
4. Артамонова Г.В., Табакаев М.В., Максимов С.А., Барбараш Л.С. Социально-экономические факторы и модели прогнозирования смертности от сердечно-сосудистых заболеваний // Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины. 2018. Т. 26, № 4. С. 221–225. doi: 10.32687/0869-866X-2018-26-4-221-225
5. Lorant V., Thomas I., Deliege D., Tonglet R. Deprivation and mortality: the implications of spatial autocorrelation for health resources allocation // Soc Sci Med. 2001. Vol. 53, N 12. P. 1711–1719. doi: 10.1016/S0277-9536(00)00456-1
6. Wang Y., Guo B., Pei L., et al. The influence of socioeconomic and environmental determinants on acute myocardial infarction (AMI) mortality from the spatial epidemiological perspective // Environ Sci Pollut Res Int. 2022. Vol. 29, N 42. P. 63494–63511. doi: 10.1007/s11356-022-19825-4
7. Wang W., Liu Y., Yin P., et al. Influences of using different spatial weight matrices in analyzing spatial autocorrelation of cardiovascular diseases mortality in China // Zhonghua Liu Xing Bing Xue Za Zhi. 2021. Vol. 42, N 8. P. 1437–1444. doi: 10.3760/cma.j.cn112338-20201102-01293
8. Cestari V.R.F., Garces T.S., Sousa G.J.B., et al. Spatial distribution of mortality for heart failure in Brazil, 1996–2017 // Arq Bras Cardiol. 2022. Vol. 118, N 1. P. 41–51. doi: 10.36660/abc.20201325
9. Baptista E.A., Queiroz B.L. Spatial analysis of cardiovascular mortality and associated factors around the world // BMC Public Health. 2022. Vol. 22, N 1. P. 1556. doi: 10.1186/s12889-022-13955-7
10. Аскаров Р.А., Лакман И.А., Аскарова З.Ф., Агапитов А.А. Медико-социальные факторы и их пространственное влияние на смертность населения от болезней системы кровообращения (на примере республики Башкортостан) // Российский кардиологический журнал. 2017. Т. 22, № 6. С. 146–151. doi: 10.15829/1560-4071-2017-6-146-151
11. Luo L., Jiang J., Zhang G., et al. Stroke mortality attributable to ambient particulate matter pollution from 1990 to 2015 in China: an age-period-cohort and spatial autocorrelation analysis // Int J Environ Res Public Health. 2017. Vol. 14, N 7. P. 772. doi: 10.3390/ijerph14070772
12. Kibuuka D., Mpofu C., Neave P., Manda S. A spatial analysis of tuberculosis related mortality in South Africa // Int J Environ Res Public Health. 2021. Vol. 18, N 22. P. 11865. doi: 10.3390/ijerph182211865
13. Dantas A.P., Azevedo U.N., Nunes A.D., et al. Analysis of suicide mortality in Brazil: spatial distribution and socioeconomic context // Braz J Psychiatry. 2018. Vol. 40, N 1. P. 12–18. doi: 10.1590/1516-4446-2017-2241
14. Bivand R., Millo G., Piras G. A review of software for spatial econometrics in R // Mathematics. 2021. Vol. 9, N 11. P. 1276. doi: 10.3390/math9111276
15. Croissant Y., Millo G., editors. Panel data econometrics with R. EU, USA : John Wiley & Sons Ltd, 2019. 301 p. doi: 10.1002/9781119504641
16. Urban Indicators Guideline. Better information, better cities: monitoring the habitat agenda and the millennium development goals-slums target. United Nations Human Settlements Programme, 2009. 47 p.
17. Sprung M.R., Faulkner L.M.D., Evans M.K., et al. Neighborhood crime is differentially associated with cardiovascular risk factors as a function of race and sex // J Public Health Res. 2019. Vol. 8, N 3. P. 1643. doi: 10.4081/jphr.2019.1643
18. Егорова Н.Н., Франц М.В. GWR-модель в изучении территориальной вариации показателей смертности от сердечно-сосудистых заболеваний в Республике Башкортостан // Медицина труда и экология человека. 2020. № 2. С. 37–43. doi: 10.24411/2411-3794-2020-10206
19. Sacco R.L., Roth G.A., Reddy K.S., et al. The heart of 25 by 25: achieving the goal of reducing global and regional premature deaths from cardiovascular diseases and stroke: a modeling study from the American Heart Association and World Heart Federation // Glob Heart. 2016. Vol. 11, N 2. P. 251–264. doi: 10.1016/j.gheart.2016.04.002
20. Osterwalder J.J. Could a regional trauma system in eastern Switzerland decrease the mortality of blunt polytrauma patients? A prospective cohort study // J Trauma. 2002. Vol. 52, N 6. P. 1030–1036. doi: 10.1097/00005373-200206000-00003
21. Stenbacka M., Jansson B. Unintentional injury mortality — nhe role of criminal offending. A Swedish longitudinal population based study // Int J Inj Contr Saf Promot. 2014. Vol. 21, N 2. P. 127–135. doi: 10.1080/17457300.2013.792281
22. Kristiansen T., Lossius H.M., Rehn M., et al. Epidemiology of trauma: a population-based study of geographical risk factors for injury deaths in the working-age population of Norway // Injury. 2014. Vol. 45, N 1. P. 23–30. doi: 10.1016/j.injury.2013.07.007

23. Feng C., Liu J., Ran H., et al. Spatial and temporal analysis of liver cancer mortality in Yunnan province, China, 2015–2019 // Front Public Health. 2022. Vol. 10. P. 1010752. doi: 10.3389/fpubh.2022.1010752

24. Payares-Garcia D., Quintero-Alonso B., Martinez C.E.M. Determinants of pneumonia mortality in Bogota, Colombia: a spatial econometrics approach // Spat Spatiotemporal Epidemiol. 2023. Vol. 45. P. 100581. doi: 10.1016/j.sste.2023.100581

25. Roquette R., Nunes B., Painho M. The relevance of spatial aggregation level and of applied methods in the analysis of geographical distribution of cancer mortality in mainland Portugal (2009–2013) // Popul Health Metr. 2018. Vol. 16, N 1. P. 6. doi: 10.1186/s12963-018-0164-6

26. Shen X., Wang L., Zhu L. Spatial analysis of regional factors and lung cancer mortality in China, 1973–2013 // Cancer Epidemiol Biomarkers Prev. 2017. Vol. 26, N 4. P. 569–577. doi: 10.1158/1055-9965.EPI-16-0922

27. Тимербулатов И.Ф., Евтушенко Е.М., Юлдашев В.Л., и др. Показатели смертности от внешних причин как индикатор социально-психологического здоровья населения Республики Башкортостан // Медицинский вестник Башкортостана. 2017. Т. 12, № 6. С. 6–10.

28. Республика Башкортостан. Демографический доклад. Выпуск 3 / под общ. ред. Г.Ф. Хилажевой, Н.К. Шамсутдиновой. Уфа : Башкирская энциклопедия, 2018. 132 с.

29. Разводовский Ю.Е., Кондричин С.В. Региональный паттерн смертности от самоубийств в европейской части России и Беларуси // Суицидология. 2015. Т. 6, № 1. С. 8–18.

30. Penina O. Spatial disparities in mortality by causes of death in the Republic of Moldova // Mold Med J. 2021. Vol. 64, N 4. P. 55–61. doi: 10.52418/moldovanmed-j.64-4.21.10

31. Grigoriev P., Doblhammer-Reiter G., Shkolnikov V. Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990–2007 // Popul Stud (Camb). 2013. Vol. 67, N 1. P. 61–81. doi: 10.1080/00324728.2012.724696

REFERENCES

1. https://gateway.euro.who.int/ru/ [интернет]. *European Health for all database (HFA-DB).* European Health Information Gateway WHO. Available from: https://gateway.euro.who.int/ru/datasets/european-health-for-all-database/ Accessed: 2023 Jan 12. (In Russ).

2. Narbut VV. Smertnost' naselenija Rossii v trudosposobnom vozraste: gendernye i territorial'nye razlichija. *Higher Education Today*. 2016;2:48–51. (In Russ).

3. Kandrychyn SV, Razvodovskii YuEE. Spatial regularities of violent mortality differentiation. *Problems of Territory's Development*. 2015;(4):97–112. (In Russ).

4. Artamonova GV, Tabakaiev MV, Maksimov SA, Barbarash LS. The social economic factors and models of forecasting mortality because of cardiovascular diseases. *Problems of Social Hygiene, Public Health and History of Medicine, Russian Journal*. 2018;26(4):221–225. (In Russ). doi: 10.32687/0869-866X-2018-26-4-221-225

5. Lorant V, Thomas I, Deliege D, Tonglet R. Deprivation and mortality: the implications of spatial autocorrelation for health resources allocation. *Soc Sci Med*. 2001;53(12):1711–1719. doi: 10.1016/S0277-9536(00)00456-1

6. Wang Y, Guo B, Pei L, et al. The influence of socioeconomic and environmental determinants on acute myocardial infarction (AMI) mortality from the spatial epidemiological perspective. *Environ Sci Pollut Res Int*. 2022;29(42):63494–63511. doi: 10.1007/s11356-022-19825-4

7. Wang W, Liu Y, Yin P, et al. Influences of using different spatial weight matrices in analyzing spatial autocorrelation of cardiovascular diseases mortality in China. *Zhonghua Liu Xing Bing Xue Za Zhi*. 2021;42(8):1437–1444. (In Chinese). doi: 10.3760/cma.j.cn112338-20201102-01293

8. Cestari VRF, Garces TS, Sousa GJB, et al. Spatial distribution of mortality for heart failure in Brazil, 1996–2017. *Arq Bras Cardiol*. 2022;118(1):41–51. doi: 10.36660/abc.20201325

9. Baptista EA, Queiroz BL. Spatial analysis of cardiovascular mortality and associated factors around the world. *BMC Public Health*. 2022;22(1):1556. doi: 10.1186/s12889-022-13955-7

10. Askarov RA, Lakman IA, Askarova ZF, Agapitov AA. Medical and social factors spatial influence on cardiovascular mortality (by an example of Bashkortostan Republic). *Russian Journal of Cardiology*. 2017;22(6):146–151. (In Russ). doi: 10.15829/1560-4071-2017-6-146-151

11. Luo L, Jiang J, Zhang G, et al. Stroke mortality attributable to ambient particulate matter pollution from 1990 to 2015 in China: an age-period-cohort and spatial autocorrelation analysis. *Int J Environ Res Public Health*. 2017;14(7):772. doi: 10.3390/ijerph14070772

12. Kibuuka D, Mpofu C, Neave P, Manda S. A spatial analysis of tuberculosis related mortality in South Africa. *Int J Environ Res Public Health*. 2021;18(22):11865. doi: 10.3390/ijerph182211865

13. Dantas AP, Azevedo UN, Nunes AD, et al. Analysis of suicide mortality in Brazil: spatial distribution and socioeconomic context. *Braz J Psychiatry*. 2018;40(1):12–18. doi: 10.1590/1516-4446-2017-2241

14. Bivand R, Millo G, Piras G. A review of software for spatial econometrics in R. *Mathematics*. 2021;9(11):1276. doi: 10.3390/math9111276

15. Croissant Y, Millo G, editors. *Panel data econometrics with R*. EU, USA: John Wiley & Sons Ltd; 2019. 301 p. doi: 10.1002/9781119504641

16. Urban Indicators Guideline. *Better information, better cities: monitoring the habitat agenda and the millennium development goals-slums target*. United Nations Human Settlements Programme; 2009. 47 p.

17. Sprung MR, Faulkner LMD, Evans MK, et al. Neighborhood crime is differentially associated with cardiovascular risk factors as a function of race and sex. *J Public Health Res*. 2019;8(3):1643. doi: 10.4081/jphr.2019.1643

18. Egorova NN, Franz MV. GWR-model in the study of territorial variation of cardiovascular diseases mortality rates in The Republic of Bashkortostan. *Occupational Medicine and Human Ecology*. 2020;(2):37–43. (In Russ). doi: 10.24411/2411-3794-2020-10206

19. Sacco RL, Roth GA, Reddy KS, et al. The heart of 25 by 25: achieving the goal of reducing global and regional premature deaths from cardiovascular diseases and stroke: a modeling study from the American Heart Association and World Heart Federation. *Glob Heart*. 2016;11(2):251–264. doi: 10.1016/j.gheart.2016.04.002
20. Osterwalder JJ. Could a regional trauma system in eastern Switzerland decrease the mortality of blunt polytrauma patients? A prospective cohort study. *J Trauma*. 2002;52(6):1030–1036. doi: 10.1097/00005373-200206000-00003
21. Stenbacka M, Jansson B. Unintentional injury mortality — the role of criminal offending. A Swedish longitudinal population based study. *Int J Inj Contr Saf Promot*. 2014;21(2):127–135. doi: 10.1080/17457300.2013.792281
22. Kristiansen T, Lossius HM, Rehn M, et al. Epidemiology of trauma: a population-based study of geographical risk factors for injury deaths in the working-age population of Norway. *Injury*. 2014;45(1):23–30. doi: 10.1016/j.injury.2013.07.007
23. Feng C, Liu J, Ran H, et al. Spatial and temporal analysis of liver cancer mortality in Yunnan province, China, 2015–2019. *Front Public Health.* 2022;10:1010752. doi: 10.3389/fpubh.2022.1010752
24. Payares-Garcia D, Quintero-Alonso B, Martinez CEM. Determinants of pneumonia mortality in Bogota, Colombia: a spatial econometrics approach. *Spat Spatiotemporal Epidemiol*. 2023;45:100581. doi: 10.1016/j.sste.2023.100581
25. Roquette R, Nunes B, Painho M. The relevance of spatial aggregation level and of applied methods in the analysis of geographical distribution of cancer mortality in mainland Portugal (2009–2013). *Popul Health Metr*. 2018;16(1):6. doi: 10.1186/s12963-018-0164-6
26. Shen X, Wang L, Zhu L. Spatial analysis of regional factors and lung cancer mortality in China, 1973–2013. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2017;26(4):569–577. doi: 10.1158/1055-9965.EPI-16-0922
27. Timerbulatov IF, Evtushenko EM, Yuldashev VL, et al. Indicators of mortality from external causes as indicator of social-psychological health of the population of the Republic of Bashkortostan. *Bashkortostan Medical Journal*. 2017;12(6):6–10. (In Russ).
28. GF Hilazheva, NK Shamsutdinova, editors. *Respublika Bashkortostan. Demograficheskij doklad. Vypusk 3*. Ufa: Bashkirskaja jenciklopedija; 2018. 132 p. (In Russ).
29. Razvodovsky YE, Kondrichin SV. The regional pattern of suicide mortality in European part of Russia and Belarus. *Suicidology*. 2015;6(1):8–18. (In Russ).
30. Penina O. Spatial disparities in mortality by causes of death in the Republic of Moldova. *Mold Med J*. 2021;64(4):55–61. doi: 10.52418/moldovanmed-j.64-4.21.10
31. Grigoriev P, Doblhammer-Reiter G, Shkolnikov V. Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990–2007. *Popul Stud (Camb)*. 2013;67(1):61–81. doi: 10.1080/00324728.2012.724696

ОБ АВТОРАХ

*** Лакман Ирина Александровна,** к.т.н., доцент;
адрес: Российская Федерация, 450076, Уфа, ул. З. Валиди, д. 32;
ORCID: 0000-0001-9876-9202;
eLibrary SPIN: 4521-9097;
e-mail: Lackmania@mail.ru

Тимирьянова Венера Маратовна, д.э.н., доцент;
ORCID: 0000-0002-1004-0722;
eLibrary SPIN: 1449-1716;
e-mail: 79174073127@mail.ru

Аскаров Расул Аскарович, к.м.н., доцент;
ORCID: 0000-0001-7980-4113;
eLibrary SPIN: 2903-4272;
e-mail: rasul72@list.ru

Аскарова Загира Фаткулловна, д.м.н., профессор;
ORCID: 0000-0001-9772-1311;
eLibrary SPIN: 6980-5134;
e-mail: zagira_a@mail.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

AUTHORS' INFO

*** Irina A. Lakman,** Cand. Sci. (Tech.), associate professor;
address: 32 Z. Validi street, 450076 Ufa, Russian Federation;
ORCID: 0000-0001-9876-9202;
eLibrary SPIN: 4521-9097;
e-mail: Lackmania@mail.ru

Venera M. Timiryanova, Dr. Sci. (Econ.), associate professor;
ORCID: 0000-0002-1004-0722;
eLibrary SPIN: 1449-1716;
e-mail: 79174073127@mail.ru

Rasul A. Askarov, MD, Cand. Sci. (Med.), associate professor;
ORCID: 0000-0001-7980-4113;
eLibrary SPIN: 2903-4272;
e-mail: rasul72@list.ru

Zagira F. Askarova, MD, Dr. Sci. (Med.), professor;
ORCID: 0000-0001-9772-1311;
eLibrary SPIN: 6980-5134;
e-mail: zagira_a@mail.ru

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco562740

Обсеменённость почв социально значимых объектов города Владивостока яйцами геогельминтов

Т.В. Табакаева, М.Ю. Щелканов, И.В. Галкина

Дальневосточный федеральный университет, Владивосток, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Обоснование. На долю геогельминтозов приходится порядка 90% всех паразитарных заболеваний населения. В связи с этим Всемирная организация здравоохранения рекомендует проводить регулярный паразитологический мониторинг почвы для последующей оценки её паразитарного загрязнения и разработки соответствующих мер по превентизации и профилактике паразитозов среди населения.

Цель — исследовать паразитарное загрязнение почвы социально важных объектов территории города Владивостока.

Методы. Проведён сбор образцов почвы (согласно МУК 4.2.796-99) с социально значимых объектов города Владивостока — территорий коммунальных домовладений, парков и детских дошкольных учреждений. Всего собран 671 образец. Образцы почвы исследовали с помощью метода Романенко. Далее производили подсчёт показателей экстенсивности обсеменения (ЭО, %) и интенсивности обсеменения (ИО, экз./кг).

Результаты. Всего найдено 7 морфологических форм яиц геогельминтов: *Toxocara* spp., *Toxascaris leonina*, *Uncinaria stenocephala*, *Ascaris* spp., *Ancylostoma* spp., *Dypilidium caninum* и *Taenia* spp. Пропагативные стадии геогельминтов найдены в 401 образце из 671 исследованных, ЭО составила 59,8%. Наибольшая ЭО (44,7%) отмечена для *Toxocara* spp., яйца которых обнаружены в 300 образцах. Яйца геогельминтов были найдены в образцах почвы на всех исследуемых объектах, наиболее обсеменёнными и богатыми по паразитарному составу оказались территории парков и коммунальных домовладений.

Заключение. Яйца геогельминтов найдены нами на всех территориях социально значимых объектов г. Владивостока, что позволяет оценить ситуацию по паразитарному загрязнению почвы в этом городе как неблагополучную.

Ключевые слова: геогельминты; почва; обсеменённость.

Как цитировать:
Табакаева Т.В., Щелканов М.Ю., Галкина И.В. Обсеменённость почв социально значимых объектов города Владивостока яйцами геогельминтов // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 539–549. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco562740

Рукопись получена: 20.07.2023 **Рукопись одобрена:** 21.09.2023 **Опубликована online:** 10.11.2023

ЭКО•ВЕКТОР

Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco562740

Contamination of soils by geohelminths ova in key social areas of Vladivostok

Tatyana V. Tabakaeva, Michael Yu. Shchelkanov, Irina V. Galkina

Far Eastern Federal University, Vladivostok, Russian Federation

ABSTRACT

BACKGROUND: Geohellminthiasis constitutes approximately 90% of all parasitic diseases affecting the population. WHO recommends regular parasitological monitoring of the soil, for the subsequent assessment of its parasitic contamination and the development of epidemiological measures for the prevention of parasitoses among the population.

AIM: To study soil contamination by geohelminths ova in important social areas in the city of Vladivostok.

METHODS: Soil samples were collected from the territories of residential blocks, parks and playgrounds. In total, 671 soil samples were collected. Samples the collection was carried out according to MUC 4.2.796-99 and examined using the Romanenko method. The prevalence (%)and intensity of contamination per gram of soil sample were calculated.

RESULTS: In total, 7 morphological forms of geohelminth ova were found: *Toxocara* spp., *Toxascaris leonina*, *Uncinaria stenocephala*, *Ascaris* spp., *Ancylostoma* spp., *Dypilidium caninum* and *Taenia* spp. Propagative stages of helminths were found in 401 of 671 samples. The overall prevalence of contamination was 59.8%. *Toxocara* spp. were the most prevalent contaminating 300 (44.7%) of the samples. Geohelminths ova were found in soil samples at all sites. Parks and residential areas were the most contaminated.

CONCLUSION: Geohelminths ova were found in all kay social areas of Vladivostok warranting urgent epidemiological measures to improve the situation.

Keywords: geohelminths; soil; contamination.

To cite this article:
Tabakaeva TV, Shchelkanov MYu, Galkina IV. Contamination of soils by geohelminths ova in key social areas of Vladivostok. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology).* 2023;30(7):539–549. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco562740

Received: 20.07.2023 **Accepted:** 21.09.2023 **Published online:** 10.11.2023

ECO•VECTOR

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

Геогельминтозы — нозологии, вызываемые геогельминтами, имеют убиквитарное распространение, на их долю приходится порядка 90% всех паразитарных заболеваний. При этом уровень заражённости населения геогельминтозами тесно связан с экологическими факторами: климатом, рельефом, наличием потенциальных хозяев паразитов и уровнем антропогенного воздействия. Из всех объектов окружающей среды почва является объектом пристального внимания эпидемиологов, так как она заражена наиболее интенсивно. Более того, почва служит естественным резервуаром для развития, выживания и сохранения пропагативных стадий многих видов гельминтов. Рыхлый верхний почвенный слой способствует циркуляции воздуха, к тому же в почве сохраняется необходимый уровень влажности и температурный диапазон для выживания и развития яиц гельминтов. В связи с этим санитарная охрана почвы входит в обязательный комплекс профилактических мер по борьбе с паразитарным загрязнением населения.

Владивосток — крупный портовый город на побережье Японского моря, имеющий статус открытого порта, столица Дальневосточного федерального округа. Владивосток играет важную роль в социальном и экономическом развитии не только Дальнего Востока, но и всей Российской Федерации, позиционируясь как тихоокеанский форпост страны и популярный туристический центр. Паразитарные заболевания на территории г. Владивостока представлены как биогельминтозами, так и геогельминтозами, в том числе токсокарозами [1, 2]. В связи с этим состояние экологической обстановки г. Владивостока необходимо постоянно контролировать и поддерживать на безопасном и комфортном для жизнедеятельности людей уровне.

Цель нашей работы — исследование заражённости почвы социально значимых объектов (парков, детских дошкольных учреждений и придомовых территорий) Владивостока пропагативными стадиями развития геогельминтов.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

Пробы почвы собраны на территории социальных объектов: детских дошкольных учреждений (ДДУ), парков и придомовых территорий. Сбор материала проводили на территории города Владивостока с 2018 по 2022 год. Хранение и обработку проб осуществляли на базе Дальневосточного федерального университета, в лаборатории экологии микроорганизмов.

Сбор и исследование почвенных проб выполняли в соответствии с рекомендациями МУК 4.2.2661-10 «Методы контроля. Биологические и микробиологические факторы. Методы санитарно-паразитологических исследований» [3]. Почвенные пробы отбирали в соответствии с МУ 2.1.7.730-99 «Гигиеническая оценка качества почвы населённых мест» методом конверта: с каждого места сбора совком брали пробу общей массой 200 г, составленную из 10 точечных проб массой 20 г каждая, отобранных послойно с поверхности и глубины 10–20 см [3]. Каждую пробу помещали в индивидуальный пластиковый контейнер и этикетировали с указанием места и даты сбора, состава почвы и характера исследованного участка. Паразитологический анализ проб проводили по методу Романенко в день доставки в лабораторию или не позднее чем через 7 сут с момента сбора; пробы хранили в холодильнике при температуре 4 °C. Подсчитывали общий процент проб, содержащих яйца гельминтов, а также процент положительных проб по каждому из пяти районов города. Кроме того, подсчитывали интенсивность обсеменения — ИО (число яиц/кг, экз./кг) согласно рекомендациям МУК 4.2.2661-10; дополнительно был подсчитан процент содержания инвазионных яиц в положительных пробах [3].

РЕЗУЛЬТАТЫ

Всего собран 671 образец почвы на территории г. Владивостока, гельминтофаунистический комплекс почвы был представлен 7 родами гельминтов, из которых основной кластер составляли нематоды — *Toxocara*, *Toxascaris*, *Ascaris*, *Uncinaria*, *Ancylostoma*, остальные найденные яйца гельминтов принадлежали к родам *Taenia* и *Dipylidium*. Найденные нематоды принадлежали к геогельминтам, для которых стадия развития от яйца до личинки проходит в почве. Пропагативные стадии гельминтов найдены в 401 образце из 671 исследованных, экстенсивность обсеменения (ЭО) составила 59,8%. Наибольшая ЭО (44,7%) отмечена для *Toxocara* spp., яйца которых были обнаружены в 300 образцах (рис. 1). При этом токсокары составляли бóльшую часть найденных яиц гельминтов, ИО — 89,5±37,3 экз./кг почвы. Следует отметить, что яйца токсокар были найдены на всех стадиях жизненного цикла, в том числе на инвазионной, с живой сформировавшейся личинкой внутри.

Наибольшая обсеменённость яйцами токсокар наблюдалась на территории придомовых владений, ИО составила 207,0±156,3 экз./кг почвы. Источником загрязнения почвы яйцами токсокар служат заражённые собаки и кошки. Высокая обсеменённость почвы придомовых территорий связана с тем, что жильцы используют их как места выгула собак и кошек, и это приводит к фекальному загрязнению почвы и контаминации окружающей среды пропагативными стадиями гельминтов.

Следующими по распространённости являлись *Toxascaris leonina*, ЭО для этого вида составила 26,7%, ИО — 63,9 экз./кг почвы. Аналогично с токсокарами источником заражения являются кошки и собаки, наибольшая ИО яйцами *Toxascaris leonina* отмечена в городских парках, где она составила 30,4±16,7 экз./кг.

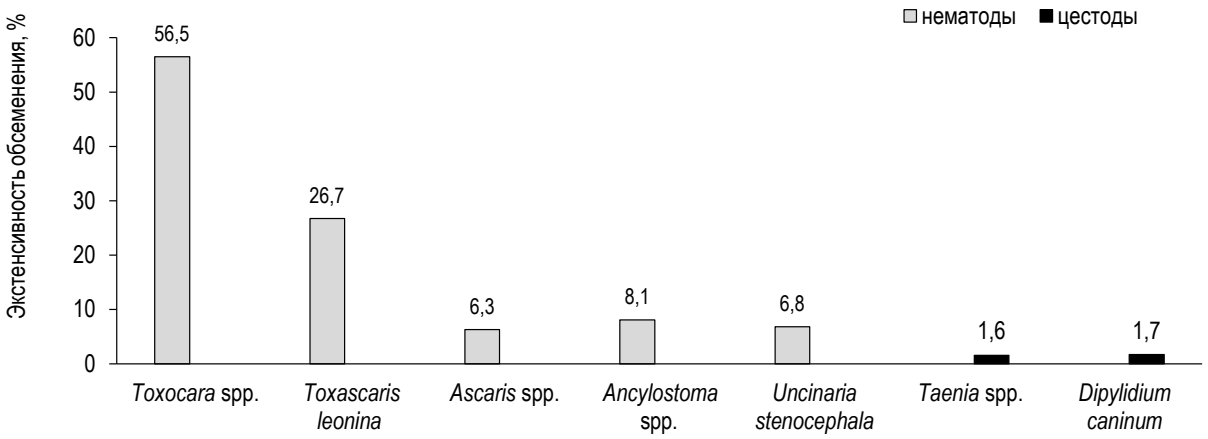

Рис. 1. Гельминтофаунистическая структура паразитарного загрязнения почвы.
Fig. 1. Proportion of contaminated samples across helminth species.

Яйца *Ascaris* spp. найдены на территории парков, ДДУ и на придомовых территориях. ЭО составила 6,3%, а ИО — 5,3±2,5 экз./кг почвы. Основным источником загрязнения почвы яйцами аскарид в условиях города является человек, кроме того, инвазированные аскаридами лошади тоже служат источником контаминации почвы яйцами аскарид.

Наиболее малочисленными среди представителей класса нематод оказались *Ancylostoma* spp. и *Uncinaria stenocephala*. Яйца анкилостом найдены в 54 образцах, ЭО составила 8,1%, ИО — 11,7±8,4 экз./кг почвы. Источником обсеменения почвы пропагативными стадиями анкилостом в городских экосистемах служат заражённые люди и собаки.

Яйца *Uncinaria stenocephala* найдены в 68 образцах, ЭО составила 8,1%, а ИО — 4,8±2,4 экз./кг. Источником заражения окружающей среды также служат инвазированные собаки и кошки.

Пропагативные стадии представителей класса цестод были представлены онкосферами, морфологически идентифицированными как *Taenia* spp. и *Dipylidium caninum*. Онкосферы *Taenia* spp. зарегистрированы в 11 образцах почвы, ЭО составила 1,6%, а ИО — 0,8 экз./кг почвы. Пропагативные стадии *Dipylidium caninum* найдены в 7 образцах почвы, ЭО составила 1,7%, а ИО — 1,3 экз./кг почвы. Основными источниками тениоза в городской экосистеме являются заражённые синантропные плотоядные и человек, источник дипилидиоза — домашние плотоядные (кошки и собаки).

Таким образом, в образцах почвы, взятой на территории г. Владивостока, найдены яйца как геогельминтов, так и биогельминтов, при этом геогельминты составили ядро паразитического комплекса. Обнаруженные нами яйца принадлежат к видам, имеющим зоонозное и антропозоонозное значение. Нематоды *Toxocara* spp., *Toxascaris leonina*, *Uncinaria stenocephala* способны вызывать ларвальные гельминтозы, цестоды семейства *Taenidae*, яйца которых были найдены в почве, также могут паразитировать у человека как на личиночной, так и на имагинальной стадии.

Гельминтозное загрязнение почвы территории коммунальных домовладений

Всего был взят 461 образец почвы с территории коммунальных домовладений в пяти районах г. Владивостока. Выявлено 286 положительных образцов, ЭО составила 62,0%. Наиболее распространёнными были токсокары, яйца которых выявлены в 207 образцах, ЭО составила 44,9%, ИО — 26,4±6,8 экз./кг. Вторыми по распространённости стали яйца *Toxascaris leonina*, которые были найдены в 109 пробах, ЭО составила 23,6%, а ИО — 19,8±9,4 экз./кг. Реже обнаруживались яйца анкилостом и унцинарий. Яйца *Ancylostoma* spp. найдены в 26 образцах, ЭО составила 5,6%, а ИО — 14,4±5,4 экз./кг. Яйца *Uncinaria stenocephala* обнаружены в 44 образцах, ЭО составила 9,5%, а ИО — 3,0±1,5 экз./кг. Яйца аскарид встречались реже, чем яйца остальных геогельминтов, и были зарегистрированы в 25 пробах, ЭО составила 5,4%, а ИО — 2,7±1,4 экз./кг. Онкосферы цестод встречались реже всего: онкосфры тениид *Taenia* spp. были найдены в 5 пробах, ЭО составила 1,1%, а ИО — 0,4 экз./кг; онкосферы *Dipylidium caninum* найдены в 6 пробах, ЭО составила 1,3%, ИО — 0,7%. В целом наибольшие показатели экстенсивности и интенсивности обсеменения характерны для геогельминтов, основными хозяевами которых являются домашние плотоядные. В почву яйца гельминтов в большом количестве попадают из фекалий инвазированных животных. Нами отмечен высокий уровень фекального загрязнения придомовых территорий, что связано со свободным передвижением кошек и собак, как бездомных, так и домашних, и использованием придомовых территорий жильцами в качестве мест выгула питомцев.

Показатели заражённости почвы и состав гельминтофауны незначительно различались по районам (рис. 2, табл. 1). Так, наибольшая заражённость почвы была

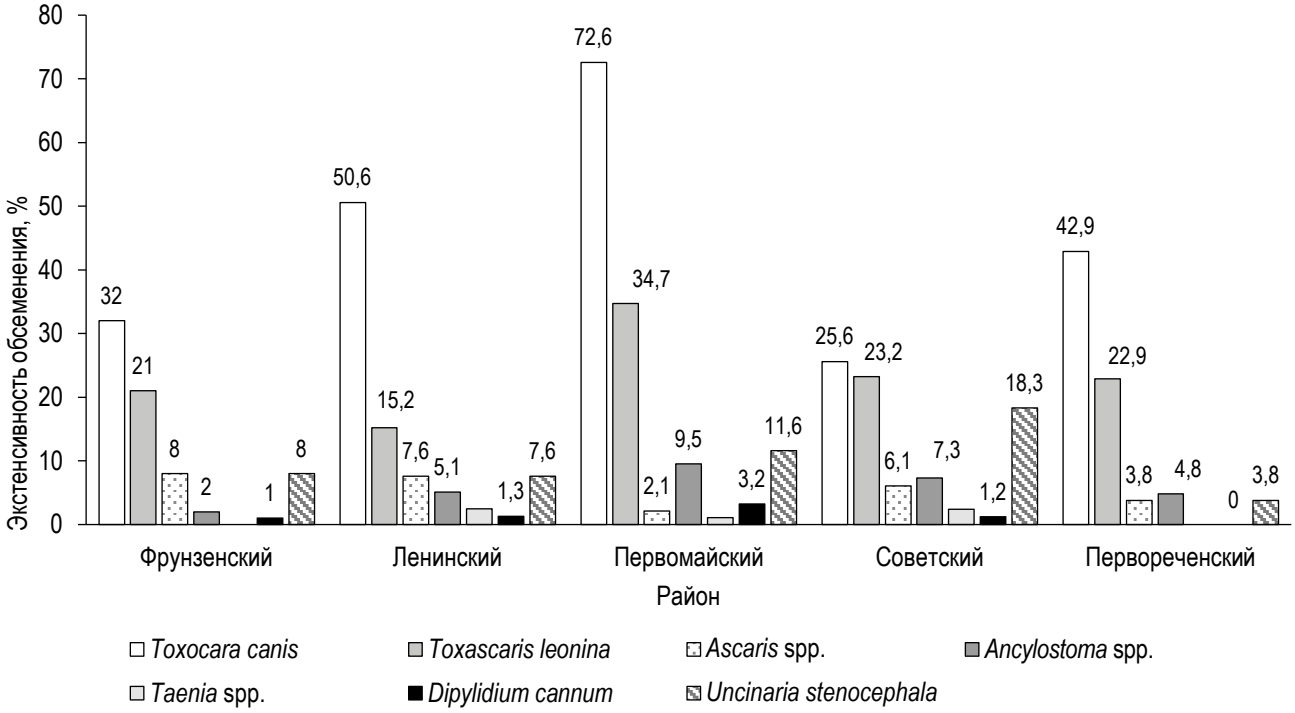

Рис. 2. Экстенсивность обсеменения почвы и коммунальных домовладений.
Fig. 2. Prevalence of soil contamination in residential areas

отмечена в Первомайском районе города, где ЭО составила 87,4%, вторым по заражённости являлся Фрунзенский район, ЭО почвы в котором — 61,0%. В остальных трёх районах города ЭО почвы была примерно одинаковой и колебалась в пределах 51,4–56,1%. Следует отметить, что в показателях ИО почвы в разных районах выявлены существенные различия: в Первомайском районе, несмотря на высокую ЭО, ИО была сравнительно невысокой и составила 16,4±8,6 экз./кг.

В других районах показатели ЭО были значительно выше, что свидетельствует о повышенной паразитарной нагрузке, с одной стороны, и высоком риске инвазирования населения — с другой. Наиболее обеднённым по составу паразитофауны являлся Первореченский район города, где не выявлено яиц цестод. Онкосферы тениид также не найдены в образцах, собранных во Фрунзенском районе.

Как видно из рис. 2, яйца геогельминтов найдены во всех районах, что свидетельствует о повсеместном их распространении на территории города и персистентной циркуляции гельминтозов среди людей и домашних плотоядных. Наиболее обсеменённым являлся Первомайский район города. В нём отмечены высокие показатели обсеменённости яйцами токсокар и токсаскарисов, а также яйцами анкилостом и унцинарий, что связано с высоким фекальным загрязнением почвы и большим количеством бездомных животных.

В целом в городе наблюдается высокая обсеменённость почвы придомовых территорий, что, с одной

Таблица 1. Контаминация почвы территории коммунальных домовладений
Table 1. Soil contamination across the residential areas

Район исследования City district	Всего исследовано проб Total samples tested	Число положительных проб Number of positive samples	ЭО, % P, %	ИО, экз./кг I per kg
Фрунзенский | Frunzensky	100	61	61,0	85,8±68,4
Ленинский | Leninsky	79	42	53,2	67,8±49,5
Первомайский | Pervomaisky	95	83	87,4	16,4±8,6
Советский | Sovietsky	82	46	56,1	68,8±55,6
Первореченский | Pervorechensky	105	54	51,4	41,4±22,3
Всего | Total	461	286	62,0	56,1±37,3

Примечание: ЭО — экстенсивность обсеменения, ИО — интенсивность обсеменения.
Note: P — prevalence of contamination, I — intensity of contamination.

стороны, создаёт угрозу здоровью населения, а с другой — свидетельствует об отсутствии санитарного контроля и охраны территорий коммунальных домовладений.

Гельминтозное загрязнение почвы территории парков

Всего было собрано 150 проб, по 50 в каждом из трёх крупных парков г. Владивостока. Всего зарегистрировано 97 положительных образцов, ЭО составила 64,7% (табл. 2). Наибольшее число положительных проб выявлено на территории парка Минного городка, наименьшее — на территории Покровского парка, ЭО — 82 и 52% соответственно. Самый высокий показатель обсеменённости почвы также отмечен для образцов, собранных с территории парка Минного городка (62,8±37,4 экз./кг), а наименьший — с территории Покровского парка (44,4±28,7 экз./кг). Парк Минного городка является самым крупным во Владивостоке. Удалённость от центра города, размеры и обилие растительности делают его привлекательным как для владельцев собак (на территории парка также находится дрессировочная площадка), так и для бездомных животных. Кроме того, на территории парка располагается конюшня, что способствует загрязнению почвы фекалиями и яйцами гельминтов. Покровский парк — небольшой, расположен в центре города, в центре парка находится церковь, количество домашних животных на его территории значительно меньше, чем на территории парка Минного городка. Кроме того, территория парка регулярно убирается, что способствует уменьшению уровня паразитарного загрязнения.

Состав гельминтофауны почвы парков не отличался от почвы коммунальных домовладений. Ядро фауны также составляли нематоды, наибольшие показатели заражённости отмечены для токсокар: ЭО составила 52,6%, ИО — 45,0±27,2 экз./кг. Второе место по распространённости занимали *Toxascaris leonina*, ЭО яйцами которых составила 22,7%, а ИО — 20,4±15,8 экз./кг (рис. 3). На территории парков ЭО почвы яйцами анкилостом была немного выше, чем на территории коммунальных домовладений и составила 9,3%, а ИО, наоборот, ниже (9,0±5,4 экз./кг), чем в почвах коммунальных домовладений. Обсеменённость почвы парков яйцами *Uncinaria stenocephala* составила 8,0%, что незначительно уступает обсеменённости коммунальных домовладений, ИО, наоборот, была выше

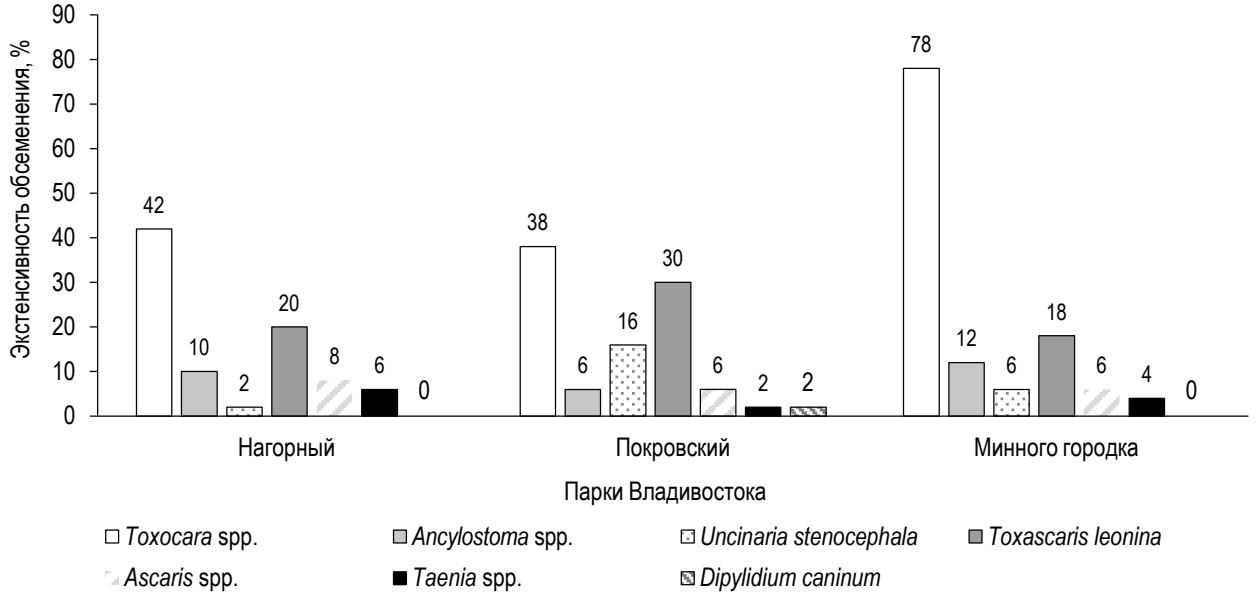

Рис. 3. Экстенсивность обсеменения почвы парков города Владивостока.
Fig. 3. Prevalence of soil contamination in parks of Vladivostok.

Таблица 2. Контаминация почвы территории парков г. Владивостока
Table 2. Soil contamination in parks of Vladivostok

Район исследования Study area	Всего исследовано проб Number of samples	Число положительных проб Number of positive samples	ЭО, % P, %	ИО, экз./кг I per kg
Нагорный парк | Nagorny Park	50	30	60	51,8±36,7
Покровский парк | Pokrovsky Park	50	26	52	44,4±28,7
Парк Минного городка | Minniy Gorodok Park	50	41	82	62,8±37,4
Всего | Total	150	97	64,7	53,0±39,3

Примечание: ЭО — экстенсивность обсеменения, ИО — интенсивность обсеменения.
Note: P — prevalence of contamination, I — intensity of contamination.

(6,5±5,3 экз./кг) на территории парков, что свидетельствует о накоплении в почве яиц анкилостом.

Яйца аскарид были зарегистрированы в 10 пробах: ЭО — 6,7%, ИО — 21,8±17,3 экз./кг. ИО яйцами аскарид в почвах парков была значительно выше, чем в почвах коммунальных домовладений. Это может быть связано с тем, что на территорию парков регулярно завозят навоз и чернозём в качестве удобрения.

Онкосферы *Taenia* spp. и *Dipylidium caninum* встречались редко, онкосферы тениид были выявлены в 12 пробах, ЭО составила 8%, а ИО — 1,1±0,4 экз./кг. Два яичных кокона *Dipylidium caninum* найдены в образцах почвы, взятых из Покровского парка. Яичные коконы (проглоттиды) *Dipylidium caninum* выходят с фекалиями собак и кошек в неизменённом виде, затем кокон лопается и яйца попадают в окружающую среду, поэтому яичные коконы можно обнаружить только в свежих фекалиях. В отличие от придомовых территорий, в особенности в местах постоянного выгула собак, парки посещает большое количество людей и их питомцев, что способствует перемешиванию и перемещению верхних слоёв почвы, а вместе с ними — и яиц гельминтов, что, с одной стороны, способствует их расселению на большие площади, с другой — разрушению и деформации яиц вследствие воздействия климатических и ряда других факторов.

Контаминация яйцами зоонозных гельминтов территорий детских площадок Владивостока

Всего было собрано 60 проб песка из песочниц и с детских площадок г. Владивостока, расположенных на территории ДДУ. Пробы собирали в пяти районах города, в каждом — не менее 10 проб (табл. 3). По результатам исследования в 18 пробах (30%) выявлены яйца гельминтов. Гельминтофаунистический комплекс проб песка, взятых с песочниц, был обеднён и представлен всего тремя морфологическими формами яиц, идентифицированных как *Toxocara* spp., *Toxascaris leonina* и *Ascaris* spp. В большинстве проб найдены яйца *Toxocara* spp., уровень контаминации — 23,3%, содержание яиц в среднем составило 197,1 экз./кг песка, при этом 37,5% образцов содержали инвазионные яйца. В 2 пробах (3,3%) найдены яйца *Toxascaris leonina*, содержание их в почве составило 141,4 экз./кг песка, в обоих пробах яйца находились в инвазионном состоянии. Не отмечено значительных различий в уровне контаминации яйцами зоонозных гельминтов песочниц и детских площадок. Самый высокий уровень обсеменённости был зарегистрирован в Советском районе, а самый низкий — в Первореченском. Содержание яиц в песке значительно варьировало не только в пяти районах исследования, но и в разных образцах почвы, взятых с одного района, и колебалось в пределах 40–920 экз./кг почвы. В целом наиболее высокий показатель ИО песка отмечен для Ленинского и Первомайского районов — 280,0±2,3 экз./кг песка, самый низкий показатель зарегистрирован в Советском районе — 60,0±1,3 экз./кг песка.

В целом для проб песка, взятых с песочниц ДДУ, характерен обеднённый состав гельминтофауны и высокие показатели обсеменённости. По всей видимости, основным источником контаминации песка яйцами гельминтов

Таблица 3. Контаминация территорий детских площадок яйцами гельминтов в пяти районах Владивостока
Table 3. Contamination of playgrounds in five districts of Vladivostok

Район District	Исследовано образцов Number of samples	Число положительных проб/ЭО, % Number of positive samples/P, %	ИО, экз./кг I per kg	*Toxocara* spp., число положительных проб/ЭО, % *Toxocara* spp., number of positive samples/P, %	*Toxascaris leonina*, число положительных проб/ЭО, % *Toxascaris leonine*, number of positive samples/P, %	*Ascaris* spp., число положительных проб/ЭО, % *Ascaris* spp., number of positive samples/P, %
Фрунзенский Frunzensky	11	4/36,6	98,4±6,2	3/27,3	—	2/18,2
Ленинский Leninsky	10	3/30,0	280,0±2,3	3/30,0	—	1/10,0
Первомайский Pervomaisky	16	5/31,2	280,0±2,3	4/25,0	1/6,25	1/6,25
Советский Sovietsky	12	3/41,7	60,0±1,3	1/8,3	1/8,3	1/8,3
Первореченский Pervorechensky	11	3/27,3	121,3±2,8	3/27,3	—	2/18,2
Всего Total	60	18/30,0	137,7±48,6	14/23,3%	2/3,3	7/11,7

Примечание: ЭО — экстенсивность обсеменения, ИО — интенсивность обсеменения.
Note: P — prevalence of contamination, I — intensity of contamination.

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco562740

являются кошки, фекалии которых были найдены при заборе проб. Кошки — основные хозяева для нематод *Toxocara mystax* и *Toxascaris leonina*, яйца которых в большом количестве найдены в пробах с песочниц. Яйца аскарид могли быть занесены ветром с территорий коммунальных домовладений или на обуви. Песочницы являются закрытым резервуаром с песком, что способствует накоплению яиц гельминтов.

Таким образом, санитарное состояние почв города Владивостока можно оценить как неблагополучное. Территории парков, коммунальных домовладений и ДДУ в значительной степени обсеменены яйцами гельминтов, наиболее высокие экстенсивность и интенсивность обсеменения характерны для антропозоонозных нематод, принадлежащих к роду *Toxocara* и *Toxascaris* (рис. 4, 5).

Заражение людей и животных происходит путём проглатывания инвазионных яиц. Особую опасность для детей 1–5 лет представляют территории ДДУ, где дети находятся в тесном контакте с загрязнённым яйцами *Toxocara* и *Toxascaris leonina* песком. Попадание яиц гельминтов в организм ребёнка возможно через загрязнённые руки

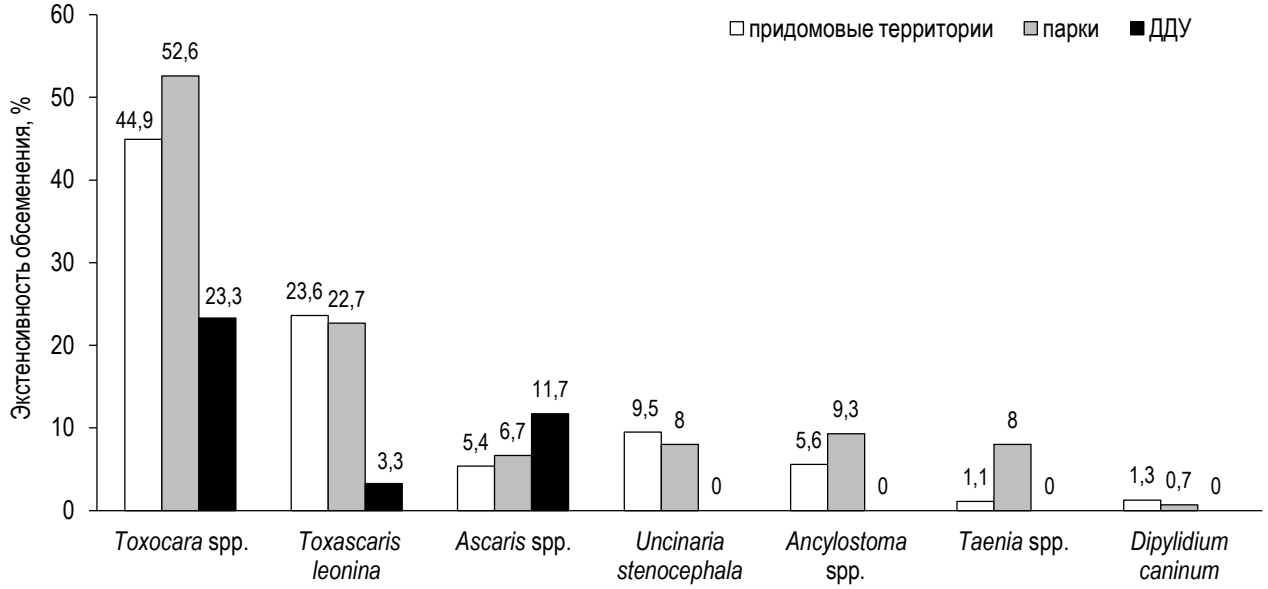

Рис. 4. Экстенсивность обсеменения почвы территорий г. Владивостока.
Здесь: ДДУ — детские дошкольные учреждения.

Fig. 4. Prevalence of soil contamination in Vladivostok.
Here: ДДУ — preschools.

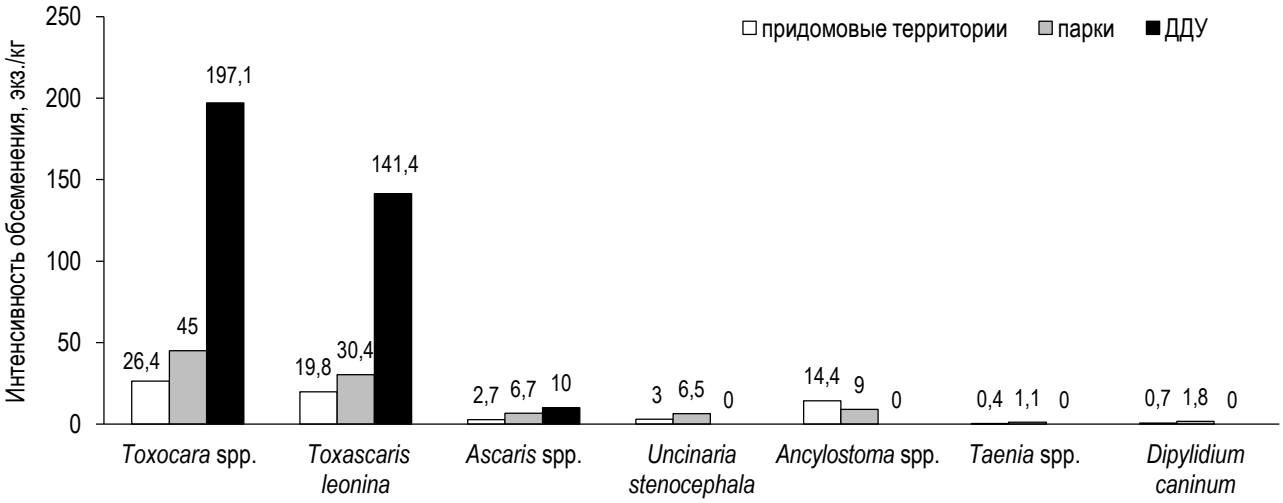

Рис. 5. Интенсивность обсеменения почвы территории г. Владивостока.
Здесь: ДДУ — детские дошкольные учреждения.

Fig. 5. Intensity of soil contamination in Vladivostok.
Here: ДДУ — preschools.

или путём проглатывания песка (геофагии). Взрослые также могут заражаться гельминтами через загрязнённые руки, овощи и фрукты, яйца гельминтов могут попасть в дом с улицы на обуви и одежде или лапах питомцев. Домашние плотоядные заражаются токсокарами через поедание обсеменённых яйцами гельминтов фекалий (копрофагию), почвы, а также путём вылизывания, так как яйца могут переноситься на лапах или же находиться в шерсти, в особенности вокруг анального отверстия. Взрослые, имеющие домашних питомцев и детей дошкольного возраста, являются наиболее уязвимыми к инвазированию токсокарами.

Заражение человека и домашних плотоядных нематодами *Uncinaria stenocephala* и *Ancylostoma* spp. происходит путём подкожной пенетрации личинок и наблюдается в тёплые сезоны года, когда происходит созревание личинок и выход их из яиц. Инвазирование человека может произойти во время хождения босиком по почве, содержащей инвазионные личинки, а также во время непосредственного нахождения на земле на территории парковых зон во время отдыха.

Цестоды *Taenia* spp. и *Dipylidium caninum* имеют сложный жизненный цикл, включающий в себя промежуточных и дефинитивных хозяев; паразитирование марит (взрослых особей) и выделение яиц с фекалиями в окружающую среду происходит только у окончательных хозяев (дефинитивных). Собаки и кошки также являются окончательными хозяевами для ряда видов тениид. Яйца заглатываются промежуточными хозяевами, в которых развивается личиночная стадия (финна), в урбанизированной среде основные промежуточные хозяева — это мыши и крысы. Заражение дипилидиозом домашних плотоядных и человека происходит путём проглатывания заражённых блох, содержащих личиночную стадию — цистицеркоид.

Исследования заражённости домашних плотоядных паразитами, проведённые нами ранее, показали высокую заражённость собак и кошек геогельминтами, что и способствует их распространению через фекалии в почву [4, 5].

Данные, полученные нами, сравнимы с данными исследований как зарубежных, так и российских авторов. К примеру, контаминация яйцами токсокар почвы территорий парков г. Абадана (Иран) составила 29,2% [5], на урбанизированных территориях Польши — 32–36% [6], что ниже, чем контаминация, зарегистрированная нами. Обсеменённость яйцами токсокар территорий детских площадок г. Ганновера (Германия) составила 6% [7], что в 4,6 раза меньше, чем на территории ДДУ г. Владивостока, 30 детских площадок в Португалии составила 85,7% [8], что в 3,2 раза выше зарегистрированной нами. В целом уровень контаминации почвы яйцами токсокар варьирует от 0,7 до 28,9% на территории РФ. Более высокий уровень контаминации отмечен в местах выгула собак, что согласуется с нашими данными [9].

Нематоды *Toxocara canis* — одни из самых распространённых зоонозных паразитов. Инвазия токсокарами человека вызывает заболевание ларвальный токсокароз (larvae migrans), подразделяющийся на три формы: висцеральный, окулярный и нейротоксокароз. Кроме того, выделяют две формы токсокароза, проявляющиеся неспецифическими симптомами, — скрытый токсокароз, возникающий у детей, и общий токсокароз у взрослых. Инвазия токсокарами может привести к развитию тяжёлых патологий внутренних органов и ЦНС, астмы [10]. Инвазия человека *Toxocara cati*, паразитирующей в кишечнике домашних и диких кошачьих, также может привести к развитию окулярного и ларвального токсокароза [11].

На территории РФ эпидемиологическая ситуация по токсокарозу оценивается как неблагоприятная, более того, наблюдается стойкая тенденция увеличения заражённости населения токсокарами [12–15]. В частности, на территории Приморского края показатель заболеваемости токсокарозом в 2013 году составил 42 на 100 тыс. населения, что в 1,8 раза выше, чем в предыдущем году, причём на г. Владивосток пришлось 48,7% случаев токсокароза, зарегистрированного на территории Приморского края [16].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведённые исследования показали, что почвы социально значимых территорий города Владивостока в значительной степени инвазированы яйцами геогельминтов. Паразитарный состав почвы показал, что основными источниками распространения гельминтозов являются синантропные плотоядные, в меньшей степени — человек. Фекальное загрязнение почвы, отсутствие специальных мест выгула животных и большая концентрация бездомных собак и кошек способствует сохранению, развитию и распространению пропагативных стадий гельминтов в почве.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Источник финансирования. Авторы заявляют об отсутствии внешнего финансирования при проведении исследования.

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

Вклад авторов. Т.В. Табакаева — сбор и обработка материала, написание текста статьи; М.Ю. Щелканов — сбор и анализ литературных источников, подготовка и написание текста статьи; И.В. Галкина — обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, написание текста и редактирование статьи. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE (все авторы внесли существенный вклад в разработку концепции, проведение исследования и подготовку статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией).

ADDITIONAL INFORMATION

Funding source. This study was not supported by any external sources of funding.

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

Authors' contribution. T.V. Tabakaeva — material collection and analysis, literature review, collection and analysis of literary sources, writing the text and editing the article; M.Yu. Shchelkanov — literature review, collection and analysis of literary sources, preparation and writing of the text of the article; I.V. Galkina — curation, surgical treatment of the patient, collection and analysis of literary sources, preparation and writing of the text of the article. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria (all authors have made a significant contribution to the development of the concept, research and preparation of the article, read and approved the final version before publication).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Барткова А.Д., Лозинская И.И., Полякова Л.Ф., и др. Мониторинг токсокароза в г. Владивостоке // Инфекция и иммунитет. 2012. Т. 2, № 1-2. С. 354–354.
2. Ермоленко А.В., Румянцева Е.Е., Воронок В.М., Андреева Г.В. К вопросу о диагностике возбудителей гельминтозов человека в Приморском крае // Здоровье. Медицинская экология. Наука. 2009. № 3. С. 70–73.
3. МУК 4.2.2661-10. Методы контроля. Биологические и микробиологические факторы. Методы санитарно-паразитологических исследований. 2010. Режим доступа: https://docs.cntd.ru/document/1200084311
4. Moskvina T.V., Zheleznova L.V. A survey on endoparasites and ectoparasites in domestic dogs and cats in Vladivostok, Russia 2014 // Veterinary Parasitology: Regional Studies and Reports. 2015. Vol. 1-2. P. 31–34. doi: 10.1016/j.vprsr.2016.02.005
5. Moskvina T.V., Atopkin D.M. The prevalence of intestinal parasites of domestic cats and dogs in Vladivostok, Russia during 2014–2017 // Zoology and Ecology. 2018. Vol. 28, N 3. P. 180–184. doi: 10.1080/21658005.2018.1489621
6. Maraghi S., Jafari K.M., Sadjjadi S.M., et al. Study on the contamination of Abadan public parks soil with Toxocara spp. eggs // J Environ Health Sci Engineer. 2014. Vol. 12. P. 86. doi: 10.1186/2052-336X-12-86
7. Kroten A., Toczylowski K., Kiziewicz B., et al. Environmental contamination with Toxocara eggs and seroprevalence of toxocariasis in children of northeastern Poland // Parasitol Res. 2016. Vol. 115. P. 205–209. doi: 10.1007/s00436-015-4736-0
8. Kleine A., Springer A., Strube C. Seasonal variation in the prevalence of Toxocara eggs on children's playgrounds in the city of Hanover, Germany // Parasites & Vectors. 2017. Vol. 10. P. 248.
9. Otero D., Alho A.M., Nijsse R., et al. Environmental contamination with Toxocara spp. eggs in public parks and playground sandpits of Greater Lisbon, Portugal // J Infect Public Health. 2018. Vol. 11, N 1. P. 94–98. doi: 10.1016/j.jiph.2017.05.002
10. Старостина О.Ю., Березина Е.С., Романова С.Н. Токсокароз: современное состояние проблемы в Российской Федерации. Сообщение 1: Риск заражения населения токсокарозом на территории России // Эпидемиология и вакцинопрофилактика. 2015. Т. 14, № 2. С. 13–18.
11. Ma G., Holland C.V., Wang T., et al. Human toxocariasis // Lancet Infect Dis. 2018. Vol. 18, N 1. P. e14–e24. doi: 10.1016/S1473-3099(17)30331-6
12. Каюмова М.У., Одинаев Ф.И., Турсунов Р.А. Особенности проявления токсокароза при аллергических состояниях // Вестник Смоленской государственной медицинской академии. 2020. Т. 19, № 4. С. 123–127. doi: 10.37903/vsgma.2020.4.20
13. Березина Е.С., Лобкис Д.В., Старостина О.Ю. Распространение токсокароза в популяциях домашних плотоядных и человека на территории России // Ветеринарная патология. 2011. № 3. С. 113–117.
14. Горохов В.В., Пешков Р.А., Горохова Е.В. Токсокароз как экологическая проблема // Ветеринарная патология. 2009. № 1. С. 10–12.
15. Замазий Т.Н., Здор О.А. Особенности эпидемиологии и клинического течения токсокароза в современных условиях // Международный медицинский журнал. 2005. Т. 11, № 1. С. 133–135.
16. Каюмова М.У., Одинаев Ф.И., Турсунов Р.А. Эпидемиологические аспекты токсокароза человека // Медицинская паразитология и паразитарные заболевания. 2019. № 2. С. 48–53. doi: 10.33092/0025-8326mp2019.2.48-53

REFERENCES

1. Bartkova AD, Lozinskaja II, Poljakova LF, et al. Monitoring toksokaroza v g. Vladivostoke. *Russian Journal of Infection and Immunity*. 2012;2(1-2):354–354. (In Russ).
2. Ermolenko AV, Rumjanceva EE, Voronok VM, Andreeva GV. K voprosu o diagnostike vozbuditelej gel'mintozov cheloveka v Primorskom krae. *Heailth. Medical ecology. Science*. 2009;(3):70–73. (In Russ).
3. MUK 4.2.2661-10. *Metody kontrolja. Biologicheskie i mikrobiologicheskie faktory. Metody sanitarno-parazitologicheskih issledovanij*. 2010. Available from: https://docs.cntd.ru/document/1200084311 (In Russ).
4. Moskvina TV, Zheleznova LV. A survey on endoparasites and ectoparasites in domestic dogs and cats in Vladivostok, Russia 2014. *Veterinary Parasitology: Regional Studies and Reports*. 2015;1-2:31–34. doi: 10.1016/j.vprsr.2016.02.005
5. Moskvina TV, Atopkin DM. The prevalence of intestinal parasites of domestic cats and dogs in Vladivostok, Russia

during 2014–2017. *Zoology and Ecology*. 2018;28(3):180–184. doi: 10.1080/21658005.2018.1489621
6. Maraghi S, Jafari KM, Sadjjadi SM, et al. Study on the contamination of Abadan public parks soil with Toxocara spp. eggs. *J Environ Health Sci Engineer*. 2014. Vol. 12. P. 86. doi: 10.1186/2052-336X-12-86
7. Kroten A, Toczylowski K, Kiziewicz B, et al. Environmental contamination with Toxocara eggs and seroprevalence of toxocariasis in children of northeastern Poland. *Parasitol Res*. 2016;115:205–209. doi: 10.1007/s00436-015-4736-0
8. Kleine A, Springer A, Strube C. Seasonal variation in the prevalence of Toxocara eggs on children's playgrounds in the city of Hanover, Germany. *Parasites & Vectors*. 2017;10:248.
9. Otero D, Alho AM, Nijsse R, et al. Environmental contamination with Toxocara spp. eggs in public parks and playground sandpits of Greater Lisbon, Portugal. *J Infect Public Health*. 2018;11(1):94–98. doi: 10.1016/j.jiph.2017.05.002
10. Starostina OYu, Berezina ES, Romanova SN. Toxocariasis current state in the Russian Federation. Message 1: risk of toxocariasis infection of the population on the territory of Russian federation. *Epidemiology and Vaccinal Prevention*. 2015;14(2):13–18.
11. Ma G, Holland CV, Wang T, et al. Human toxocariasis. *Lancet Infect Dis*. 2018;18(1):e14–e24. doi: 10.1016/S1473-3099(17)30331-6
12. Kayumova MU, Odinaev FI, Tursunov RA. Feauters of manifestations of toxocarosis at allergic conditions. *Vestnik of the Smolensk State Medical Academy*. 2020;19(4):123–127. doi: 10.37903/vsgma.2020.4.20
13. Berezina ES, Lobkis DV, Starostina OJu. Rasprostranenie toksokaroza v populjacijah domashnih plotojadnyh i cheloveka na territorii Rossii. *Veterinary Pathology*. 2011;(3):113–117. (In Russ).
14. Gorohov VV, Peshkov RA, Gorohova EV. Toksokaroz kak jekologicheskaja problema. *Veterinary Pathology*. 2009;(1):10–12. (In Russ).
15. Zamazy TN, Zdor OA. Features of the epidemiology and clinical course of toxocariasis in modern conditions. *International Medical Journal*. 2005;11(1):133–135. (In Russ).
16. Kayumova MU, Odinaev FI, Tursunov RA. The epidemiological aspects of toxocarosis of human. *Medical Parasitology and Parasitic Diseases*. 2019;(2):48–53. doi: 10.33092/0025-8326mp2019.2.48-53

ОБ АВТОРАХ

*** Табакаева Татьяна Владимировна;**
адрес: Российская Федерация, 690087, Владивосток, ул. Сельская, д. 1;
ORCID: 0000-0002-9517-7495;
eLibrary SPIN: 8765-3655;
e-mail: tabakaeva.tv@dvfu.ru

Щелканов Михаил Юрьевич, д.б.н., доцент;
ORCID: 0000-0001-8610-7623;
eLibrary SPIN: 5736-7230;
e-mail: adorob@mail.ru

Галкина Ирина Вячеславовна;
ORCID: 0000-0002-7899-555X;
eLibrary SPIN: 7224-0756;
e-mail: galkina333@mail.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

AUTHORS' INFO

*** Tatyana V. Tabakaeva;**
address: 1 Selskaya street, 690087 Vladivostok, Russian Federation;
ORCID: 0000-0002-9517-7495;
eLibrary SPIN: 8765-3655;
e-mail: tabakaeva.tv@dvfu.ru

Michael Yu. Shchelkanov, Dr. Sci. (Biol.), associate professor;
ORCID: 0000-0001-8610-7623;
eLibrary SPIN: 5736-7230;
e-mail: adorob@mail.ru

Irina V. Galkina;
ORCID: 0000-0002-7899-555X;
eLibrary SPIN: 7224-0756;
e-mail: galkina333@mail.ru

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

Влияние солнечной активности и географической широты на генетический гомеостаз соматических клеток человека

В.Н. Калаев[1], В.П. Зуевский[2], М.С. Нечаева[3], Н.Н. Ильинских[4], Е.Н. Ильинских[4], А.О. Лантушенко[5], О.С. Корнеева[6], Т.В. Зуевская[2], А.В. Ларина[1], Е.Н. Шипилова[6], В.А. Гаврилова[5], Д.Ю. Баранов[5], И.В. Дегтяр (Скуратовская)[5]

[1] Воронежский государственный университет, Воронеж, Российская Федерация;
[2] Ханты-Мансийская государственная медицинская академия, Ханты-Мансийск, Российская Федерация;
[3] Воронежский государственный медицинский университет имени Н.Н. Бурденко, Воронеж, Российская Федерация;
[4] Национальный исследовательский Томский государственный университет, Томск, Российская Федерация;
[5] Севастопольский государственный университет, Севастополь, Российская Федерация;
[6] Воронежский государственный университет инженерных технологий, Воронеж, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Обоснование. Проведено исследование связи генетической стабильности соматических клеток человека с солнечной активностью в зависимости от географической широты. В качестве метода оценки генетического гомеостаза выбран микроядерный тест буккального эпителия человека.

Цель. Изучить влияние солнечной активности на генетическую стабильность соматических клеток человека, оцененную с помощью микроядерного теста в буккальном эпителии, в зависимости от географического местонахождения испытуемых.

Методы. В качестве испытуемых были выбраны мужчины в возрасте от 18 до 21 года, без вредных привычек, не принимавшие лекарственные препараты в течение ближайшего к моменту забора проб времени. Исследования проводили одновременно в четырёх городах Российской Федерации (Севастополь, Воронеж, Томск, Ханты-Мансийск). Изучено влияние трёх типов солнечных вспышек, классификация которых основана на изменениях амплитуды теплового рентгеновского всплеска. Сбор материала для цитогенетического исследования осуществляли на 3-, 7- и 10-й день после солнечной вспышки. В качестве метода оценки генетического гомеостаза был выбран микроядерный тест буккального эпителия человека. На каждом препарате просматривали не менее 1000 клеток, среди которых определяли количество клеток с микроядрами, перинуклеарными вакуолями, насечками, протрузиями типа «разбитое яйцо» и «язык», кариорексисом, кариолизисом, кариопикнозом. Проанализировано 495 тыс. клеток буккального эпителия. Статистическая обработка результатов исследований проведена с использованием пакетов программ Stadia и Statistica. Влияние факторов определяли с помощью многофакторного дисперсионного анализа и двухфакторного дисперсионного анализа с фиксированными эффектами.

Результаты. Выявлено, что солнечная активность отражается на стабильности генетического аппарата человека, усиливая влияние загрязнённости города и его географического расположения на количество клеток с нарушениями ядра. Показано совместное влияние солнечной вспышки и сезона её возникновения на количество клеток с аберрациями ядра (наибольшее количество ядерных аномалий зафиксировано зимой). При этом самостоятельного влияния солнечной активности на число клеток с ядерными нарушениями не выявлено. Так, спустя 3, 7, 10 и 17 дней после вспышки не зарегистрировано увеличения числа клеток с аномалиями ядра.

Заключение. Наибольшее количество клеток с нарушениями ядра отмечается в Севастополе, что связано с наиболее высоким антропогенным загрязнением данного города по сравнению с остальными городами. Солнечная активность усиливает влияние загрязнённости города и его географического расположения на количество клеток с нарушениями ядра. Полученные результаты можно использовать при проведении микроядерного теста буккального эпителия человека и при планировании мероприятий по оценке генотоксичности окружающей среды.

Ключевые слова: микроядерный тест; аномалии клеточного ядра; солнечная активность.

Как цитировать:
Калаев В.Н., Зуевский В.П., Нечаева М.С., Ильинских Н.Н., Ильинских Е.Н., Лантушенко А.О., Корнеева О.С., Зуевская Т.В., Ларина А.В., Шипилова Е.Н., Гаврилова В.А., Баранов Д.Ю., Дегтяр (Скуратовская) И.В. Влияние солнечной активности и географической широты на генетический гомеостаз соматических клеток человека // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 551–565. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

Рукопись получена: 25.05.2023 **Рукопись одобрена:** 25.09.2023 **Опубликована online:** 10.11.2023

ЭКО • ВЕКТОР
Распространяется на условиях лицензии CC BY-NC-ND 4.0 International
© Эко-Вектор, 2023

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

Effects of solar activity and geographic latitude on genetic homeostasis of human somatic cells

Vladislav N. Kalaev[1], Vladislav P. Zuevsky[2], Marina S. Nechaeva[3], Nikolay N. Ilyinskikh[4], Ekaterina N. Ilyinskikh[4], Anastasiya O. Lantushenko[5], Olga S. Korneeva[6], Tatiana V. Zuevskaya[2], Anna V. Larina[1], Evgeniya N. Shipilova[6], Valentina A. Gavrilova[5], Denis Yu. Baranov[5], Irina V. Degtyar (Skuratovskaya)[5]

[1] Voronezh State University, Voronezh, Russian Federation;
[2] Khanty-Mansiysk State Medical Academy, Khanty-Mansiysk, Russian Federation;
[3] N.N. Burdenko Voronezh State Medical University, Voronezh, Russian Federation;
[4] National Research Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation;
[5] Sevastopol State University, Sevastopol, Russian Federation;
[6] Voronezh State University of Engineering Technologies, Voronezh, Russian Federation

ABSTRACT

BACKGROUND: Associations between genetic stability of human somatic cells and solar activity across latitudes have been studied. A human buccal epithelium micronucleus test was selected as a method for evaluating genetic homeostasis.

AIM: To assess effects of solar activity on the genetic stability of human somatic cells using the micronucleus test in buccal epithelium in relation to the geographical location of subjects.

METHODS: Men aged 18 to 21 years with no harmful habits and taking no medication comprised the sample. Studies were conducted simultaneously in four cities of the Russian Federation: Sevastopol, Voronezh, Tomsk, and Khanty-Mansiysk. The effect of three types of solar flares, whose classification is based on changes in the amplitude of the thermal X-ray burst, was studied. Material for the cytogenetic study was collected on days 3, 7, and 10 after the solar flare. The human buccal epithelium micronucleus test was selected as a method to evaluate genetic homeostasis. At least 1,000 cells were examined on each preparation, among which the number of cells with micronuclei, perinuclear vacuoles, notches, "broken egg" and "tongue" type protrusions, karyorexis, karyolisis, and karyopyknosis was determined. In total, 495 thousand buccal epithelial cells were analyzed. Statistical processing of the data was performed using "Stadia" and "Statistica" software packages. Effecs of solar andlatitude on genetic homeostasis of somatic cells was performed using multivariate analysis of variance and two-factor analysis of variance with fixed effects.

RESULTS: Solar activity affected the stability of the human genetic apparatus by increasing the influence of the city pollution and its geographical location on the number of cells with nucleus abnormalities. We also observed a combined effect of solar flare and season on the number of cells with nucleus aberrations. More nuclear anomalies were registered in the winter. We did not detect any difference in the number of cells with nucleus anomalies on the 3rd, the 7th, the 10th, and the 17th days after the flare suggesting no associations between solar activity and the number of cells with nuclear abnormalities.

CONCLUSION: The highest number of cells with nucleus abnormalities is observed in Sevastopol reflecting with the greatest level of anthropogenic pollution of this city compared to the other locations. Solar activity increases the influence of the city pollution and its geographical location on the number of cells with nucleus abnormalities. The results obtained can be used in conducting a micronucleus test of human buccal epithelium and in planning measures to assess the genotoxicity of the environment.

Keywords: micronucleus test; cell nucleus abnormalities; solar activity.

To cite this article:
Kalaev VN, Zuevsky VP, Nechaeva MS, Ilyinskikh NN, Ilyinskikh EN, Lantushenko AO, Korneeva OS, Zuevskaya TV, Larina AV, Shipilova EN, Gavrilova VA, Baranov DYu, Degtyar (Skuratovskaya) IV. Effects of solar activity and geographic latitude on genetic homeostasis of human somatic cells. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology)*. 2023;30(7):551–565. DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

Received: 25.05.2023 **Accepted:** 25.09.2023 **Published online:** 10.11.2023

ECO•VECTOR

The article can be used under the CC BY-NC-ND 4.0 International License
© Eco-Vector, 2023

ВВЕДЕНИЕ

Еще в 30-х годах прошлого века известный биофизик и основоположник гелиобиологии А.Л. Чижевский выявил закономерности влияния солнечной активности на биологические объекты. В своём труде «Земное эхо солнечных бурь» он описал корреляцию максимумов солнечной активности и массовых катаклизмов на нашей планете [1].

Под солнечной активностью понимают комплекс различных явлений, которые связаны с изменениями электромагнитного излучения Солнца. Солнечная вспышка — это чрезвычайно мощный взрыв в солнечной атмосфере. Физически вспышка является откликом солнечной атмосферы на внезапный быстрый процесс выделения энергии, по всей вероятности магнитного происхождения. Отклик затрагивает в основном хромосферу и корону. Выделение энергии приводит прежде всего к локализованному временному нагреву (тепловая вспышка), а также к ускорению частиц (электронов, протонов и более тяжёлых ионов) [2].

В настоящее время известно, что солнечная активность способна оказывать влияние на физиологическое состояние организма, в частности на биоэлектрическую активность головного мозга и умственную работоспособность [3], состояние сердечно-сосудистой [4, 5] и нервной [5] систем. Рассматривают солнечную активность и как возможный фактор социально-политической дестабилизации [6]. При этом влияние солнечной активности на генетическую стабильность человека изучено мало. П.Е. Григорьевым и соавт. [7] были оценены гелиогеофизические факторы риска возникновения хромосомных нарушений, таких как синдром Дауна. По данным авторов, повышение солнечной активности на третьей и первой неделях до зачатия и в период со второй половины предыдущего менструального цикла до зачатия повышает риск возникновения хромосомных нарушений. Ранее было показано, что солнечная ультрафиолетовая радиация способна индуцировать мутационные процессы ДНК, ведущие к нарушению пролиферации клеток и возникновению меланом — злокачественных новообразований кожи [8].

В связи с вышеизложенным представляется интересным исследование влияния солнечной активности на генетический гомеостаз соматических клеток человека.

В качестве метода оценки генетической стабильности организма может быть использован микроядерный тест буккального эпителия человека. Данный тест является сравнительно простым, быстрым, неинвазивным, информативным и экономически выгодным методом, позволяющим проводить прижизненный скрининг обследуемых лиц необходимое число раз. Он применяется для выявления мутагенных эффектов антропогенного загрязнения окружающей среды, профессиональных вредностей, заболеваний различной этиологии, вредных привычек, мутаций генов репарации и детоксикации ксенобиотиков и других факторов экзогенной и эндогенной природы [9].

Интересным также представляется вопрос о роли географической широты, на которой проживают испытуемые. Известно, что толщина атмосферы снижается к полюсам и повышается к экватору [10]. Толщина слоя влияет на количество заряжённых частиц, достигающих нижних слоев атмосферы, и их энергию, а следовательно — на вызываемые ими биологические эффекты. В связи с этим можно предположить, что чем ближе к полюсу расположен город, тем более сильное влияние солнечная активность будет оказывать на проживающих в нём людей.

Ранее было показано, что антропогенное загрязнение способно оказывать влияние на генетическую стабильность организма человека [11, 12]. Возникает вопрос о модулирующем влиянии данного фактора при исследовании эффектов солнечной активности на генетический аппарат испытуемых.

Цель. Выявление влияния солнечной активности на генетическую стабильность соматических клеток человека, оцененную с помощью микроядерного теста в буккальном эпителии, в зависимости от географического местонахождения испытуемых.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

В качестве испытуемых были выбраны лица мужского пола в возрасте от 18 лет до 21 года, без вредных привычек (курение, алкоголь, и т.п.), не принимавшие лекарственные препараты в течение времени, ближайшего к моменту забора проб. Формирование выборки исключительно из мужчин связано с тем фактом, что гормональный фон оказывает существенное влияние на многие показатели организма человека. Уровень половых гормонов у женщин репродуктивного возраста изменяется в течение менструального цикла, что может оказывать влияние на стабильность генетического аппарата и приведёт к необходимости учитывать эту составляющую при анализе полученных результатов. Все участники до включения в исследование добровольно подписали форму информированного согласия, утверждённую этическим комитетом БУ ВО ХМАО-Югры «Ханты-Мансийская государственная медицинская академия» в составе протокола № 24 от 22.11.2016.

Исследования проводили одновременно в четырёх городах Российской Федерации (Севастополь, Воронеж, Томск, Ханты-Мансийск). В каждом из городов испытуемые проживали на территории одного общежития.

Севастополь находится на 44°35′19′′ с.ш., Воронеж — 51°40′19′′ с.ш., Томск — 56°29′51′′ с.ш., Ханты-Мансийск — 61°00′15′′ с.ш. [13]. Таким образом, толщина атмосферы над Севастополем и Воронежем, которые расположены южнее, больше, чем над Томском и Ханты-Мансийском, которые расположены ближе к Северному полюсу.

В представленных городах сложилась неодинаковая экологическая ситуация. Наиболее сложная

обстановка — в Севастополе, так как в нём находятся Балаклавское рудоуправление, предприятия судостроения, авиационной промышленности. Затем по уровню загрязнения следует Ханты-Мансийск, после него — Воронеж и самым благоприятным по состоянию окружающей среды является Томск [14].

Исследовано влияние трёх типов солнечных вспышек, классификация которых основана на изменениях амплитуды теплового рентгеновского всплеска. По этой классификации солнечной вспышке присваивается обозначение латинской буквой (A, B, C, M, X) в зависимости от величины излучения [15]. Данные об интенсивности вспышек взяты с сайта лаборатории рентгеновской астрономии Солнца ФИАН [16]. C-вспышка произошла 28 февраля 2017 г., её интенсивность составляла около $1{\cdot}10^{-6}$ Вт/м^2. В данный период нами были проанализированы образцы из Воронежа, Севастополя, Томска и Ханты-Мансийска. M-вспышка произошла 28 марта 2017 г., её интенсивность составила около $1{\cdot}10^{-5}$ Вт/м^2. Был проведён анализ образцов из Воронежа, Севастополя и Ханты-Мансийска. X-вспышка произошла 6 сентября 2017 г., интенсивность — более $1{\cdot}10^{-3}$ Вт/м^2. Проанализированы образцы из Воронежа, Севастополя и Томска.

Сбор материала для цитогенетического исследования осуществляли на 3-, 7- и 10-й день после солнечной вспышки. 10 сентября 2017 г. произошла ещё одна X-вспышка мощностью около $1{\cdot}10^{-3}$ Вт/м^2, поэтому материал был собран также на 17-й день после вспышки. Проанализированы образцы из Воронежа, Севастополя и Томска. Сбор образцов в данные периоды времени обусловлен тем, что слизистая оболочка внутренней стороны щеки человека представлена многослойным плоским неороговевающим эпителием, который обновляется за счёт деления базального слоя. Клетки базального слоя выходят в поверхностные слои только через 3–7 сут и могут быть использованы для микроядерного анализа [9]. Стоит также учитывать, что после вспышки поток ионизированных частиц — солнечный ветер — достигает Земли через 2–3 сут [2]. Таким образом, результаты, полученные при анализе материалов, собранных на 7-й день после вспышки, должны отражать влияние солнечной активности на генетическую стабильность соматических клеток человека.

Изготовление препаратов осуществляли по описанной ранее методике [9]. Шпателем, предварительно обработанным спиртом, делали соскоб со слизистой оболочки обеих щёк выше линии смыкания зубов. Мазки высушивали на воздухе, а затем окрашивали водным раствором азур-эозина по Романовскому–Гимзе (ОАО «ПО ТОС», Россия) в концентрации 1:5 в течение 20 мин при комнатной температуре, затем накрывали препарат покровными стеклами и убирали излишки красителя фильтровальной бумагой. Для анализа отбирали отдельно лежащие неповреждённые клетки. Анализ препаратов осуществляли на микроскопе LABOVAL-4 (Carl Zeiss, Германия) при увеличении 40×1,5×10.

На каждом препарате просматривали не менее 1000 клеток, среди которых определяли количество клеток с микроядрами, перинуклеарными вакуолями, насечками, протрузиями типа «разбитое яйцо» и «язык», кариорексисом, кариолизисом, кариопикнозом [17]. Указанные нарушения имеют различную природу. Всего было проанализировано 495 тыс. клеток буккального эпителия.

Микроядра представляют собой ацентрические хромосомные фрагменты и отдельные целые хромосомы, потерянные во время митоза. За микроядра принимали хроматиновое тело округлой или овальной формы с гладким непрерывным краем, размером не более 1/3 ядра, лежащее чётко отдельно от ядра, не преломляющее свет, имеющее интенсивность окрашивания и рисунок хроматина, как у основного ядра, и находящееся в одной плоскости с ядром. Протрузии типа «разбитое яйцо» и «язык» выглядят как микроядро, связанное мостиками нуклеоплазмы с основным ядром: протрузия типа «разбитое яйцо» — одним мостиком нуклеоплазмы, протрузия «язык» — двумя. Протрузии и микроядра относят к цитогенетическим нарушениям [9].

Ядра с круговой насечкой имеют центральную или частично смещённую к одному из полюсов борозду, как бы перетягивающую ядро. Данная аномалия образуется в процессе незавершённого митоза в результате повреждения веретена деления, при этом нарушена не только цитотомия, но и кариотомия [9]. Данная аномалия служит показателем пролиферации клетки [11].

Перинуклеарная вакуоль является «впячиванием» кариолеммы (ядерной оболочки) и образованием округлой зоны обесцвеченной цитоплазмы и кариоплазмы в окрашенных клетках, появляется в результате образования вакуоли в перинуклеарном пространстве. Она считается надёжным признаком некроза клетки и наблюдается при болезнях накопления, воспалении, а также после действия химических веществ и радиации. Данное нарушение относят к признакам ранней деструкции ядра [9].

Кариопикноз — уменьшение размера ядра не менее чем в 2 раза, с уплотнением, гомогенным и интенсивным окрашиванием. Кариорексис — изменение ядра в клетке, сопровождающееся распадом его на отдельные интенсивно окрашенные части с гомогенной структурой. Кариолизис — потеря способности к окрашиванию хроматина ядра с последующим полным его исчезновением. Кариопикноз, кариорексис и кариолизис относят к дегенеративным изменениям ядра, свидетельствующим об апоптозе клетки [9].

Наблюдаемые нарушения морфологии ядер у здоровых лиц можно связать со старением и естественной гибелью эпителиальных клеток ротовой полости [9].

Статистическая обработка результатов исследований проведена с использованием пакетов программ Stadia и Statistica. Группировка данных и их обработка изложены в работе А.П. Кулаичева [18]. Влияние факторов «сила вспышки», «день взятия пробы» и «город проведения исследований» исследовали с использованием

многофакторного дисперсионного анализа и двухфакторного дисперсионного анализа с фиксированными эффектами. Силу влияния вычисляли по Снедекору (%) [18].

РЕЗУЛЬТАТЫ

В буккальном эпителии испытуемых обнаружены клетки с микроядрами, перинуклеарными вакуолями, насечками, протрузиями типа «язык» и «разбитое яйцо», кариорексисом, кариолизисом и кариопикнозом.

Многофакторный дисперсионный анализ показал влияние фактора «город проведения исследований» на частоту встречаемости всех видов аномалий ядра, кроме протрузии типа «язык», и фактора «сила вспышки» на возникновение всех учитываемых аномалий. Влияния фактора солнечной вспышки на число клеток с ядерными нарушениями не выявлено (табл. 1–3). Спустя 3, 7, 10 и 17 дней после вспышки не зафиксировано увеличения числа клеток с аномалиями ядра.

Выявлены совместные эффекты исследуемых факторов на стабильность генетического аппарата испытуемых. Показано влияние вида (силы) вспышки и сезона её возникновения (C-вспышка — зима, M-вспышка — весна, X-вспышка — осень) на количество клеток с микроядрами, перинуклеарными вакуолями, насечками, протрузиями типа «разбитое яйцо» и «язык», кариорексисом, кариолизисом, кариопикнозом. Данный факт может указывать на то, что цитогенетический эффект обусловлен не самой вспышкой на Солнце, а силой вспышки или сезоном года, в который она произошла (см. табл. 1–3). Диаграммы, построенные на основании полученных данных, демонстрируют общую тенденцию к снижению количества клеток с аномалиями от C- к X-вспышке, что можно объяснить влиянием сезона года. Наибольшее количество нарушений наблюдалось у испытуемых, проживающих в Севастополе и Воронеже, наименьшее — в Томске и Ханты-Мансийске (рис. 1, 2).

Показано также одновременное воздействие сезона и дня взятия пробы на такие ядерные аномалии, как перинуклеарные вакуоли, протрузии типа «разбитое яйцо» и общее количество аберраций ядра (см. табл. 1–3).

Анализ совместного влияния факторов показал одновременный эффект географического расположения населённого пункта и дня взятия пробы, т.е. вспышки, на частоту встречаемости клеток с перинуклеарными вакуолями, микроядрами и протрузиями. В связи с этим можно предположить, что солнечная активность всё-таки оказывает определённые эффекты на стабильность генетического аппарата человека, усиливая влияние загрязнённости города и его географического расположения

Таблица 1. Влияние факторов «сила вспышки», «день взятия пробы» и «город проведения исследования» на частоту встречаемости аномалий ядра в клетках буккального эпителия человека (по результатам трёхфакторного дисперсионного анализа частот встречаемости ядерных аномалий в Севастополе и Воронеже при C-, M- и X-вспышках на Солнце), *p*

Table 1. Associations between the factors “flare strength”, “day of sampling” and “city” and the frequency of nuclear anomalies in human buccal epithelial cells based on the results of a three-factor analysis of the frequency of nuclear anomalies in Sevastopol and Voronezh during C-, M- and X-flares on the Sun, *p*

Фактор Factor	Микроядро Micronucleus	Перинуклеарная вакуоль Perinuclear vacuole	Насечка Notch	Протрузия «Язык» Tongue protrusion	Протрузия «Разбитое яйцо» Broken egg protrusion	Кариорексис Karyorexis	Кариолизис Karyolysis	Кариопикноз Karyopycnosis	Общее число нарушений Total number of abnormalities
Город | City	Y 0,006	Y $1{,}41\cdot10^{-14}$	Y $1{,}6\cdot10^{-9}$	N 0,06	Y $2{,}76\cdot10^{-6}$	Y $7{,}45\cdot10^{-7}$	Y 0,002	Y $3{,}47\cdot10^{-9}$	Y $9{,}1\cdot10^{-15}$
Сила вспышки Flash power	Y $1{,}4\cdot10^{-7}$	Y $6\cdot10^{-9}$	Y 0,0009	Y $1{,}98\cdot10^{-5}$	Y 0,001	Y $2\cdot10^{-5}$	Y $4{,}45\cdot10^{-5}$	Y 0,00014	Y $3{,}68\cdot10^{-10}$
День | Day	N 0,25	N 0,51	N 0,92	N 0,73	N 0,6	N 0,71	N 0,14	N 0,052	N 0,3
Город/Сила вспышки City/Flash power	—	$5{,}5\cdot10^{-5}$	—	—	0,021	—	—	—	—
Город/День City/Day	—	0,024	—	—	0,022	—	—	—	—
Сила вспышки/день Flash power/day	—	0,013	—	—	0,0058	—	—	—	0,028
Совместное влияние Combined effect	—	—	—	—	0,0054	—	—	—	—

Примечание: Y — есть связь между изучаемыми факторами; N — нет связи.
Note: Y — significant association between the studied factors; N — no association.

Таблица 2. Влияние факторов «сила вспышки», «день взятия пробы» и «город проведения исследования» на частоту встречаемости аномалий ядра в клетках буккального эпителия человека (по результатам трёхфакторного дисперсионного анализа частот встречаемости ядерных аномалий в Севастополе, Воронеже и Томске при C- и X-вспышках на Солнце), *p*

Table 2. Associations between the factors "flare strength", "day of sampling", and "city of study" and the frequency of nuclear anomalies in human buccal epithelial cells (based on the results of a three-factor analysis of the frequency of nuclear anomalies in Sevastopol, Voronezh, and Tomsk during C- and X-flares on the Sun), *p*

Фактор Factor	Микроядро Micronucleus	Перинуклеарная вакуоль Perinuclear vacuole	Насечка Notch	Протрузия «Язык» Tongue protrusion	Протрузия «Разбитое яйцо» Broken egg protrusion	Кариорексис Karyorexis	Кариолизис Karyolysis	Кариопикноз Karyopycnosis	Общее число нарушений Total number of abnormalities
Город | City	Y 0,009	Y $5\cdot10^{-9}$	Y 0,0007	N 0,33	N 0,34	Y 0,0008	Y 0,002	Y $8,9\cdot10^{-5}$	Y $3,7\cdot10^{-9}$; C=0,97
Сила вспышки Flash power	Y $2,8\cdot10^{-13}$	Y $5\cdot10^{-9}$	Y $2,2\cdot10^{-8}$	Y $3,5\cdot10^{-10}$	Y $8,5\cdot10^{-9}$	Y $2,16\cdot10^{-10}$	Y $9,2\cdot10^{-10}$	Y $1,44\cdot10^{-6}$	Y $1,1\cdot10^{-13}$
День | Day	N 0,12	N 0,57	N 0,94	N 0,98	Y 0,01	N 0,15	N 1	N 0,001	N 0,61
Город/Сила вспышки City/Flash power	—	—	—	—	0,019	—	—	—	—
Город/День | City/Day	—	—	—	—	0,0099	—	—	—	—
Сила вспышки/день Flash power/day	—	0,013	—	—	0,025	—	—	—	0,02
Совместное влияние Combined effect	—	—	—	—	0,04	—	—	—	—

Примечание: Y — есть связь между изучаемыми факторами; N — нет связи.
Note: Y — significant association between the studied factors; N — no association.

Таблица 3. Влияние факторов «сила вспышки», «день взятия пробы» и «город проведения исследования» на частоту встречаемости аномалий ядра в клетках буккального эпителия человека (по результатам трёхфакторного дисперсионного анализа частот встречаемости ядерных аномалий в Севастополе, Воронеже и Ханты-Мансийске при C- и M-вспышках на Солнце), *p*

Table 3. Associations between the factors "flare strength", "sampling day" and "city of study" and the frequency of nuclear anomalies in human buccal epithelial cells (based on the results of a three-factor analysis of the frequency of nuclear anomalies in Sevastopol, Voronezh and Khanty-Mansiisk during C- and M-flares on the Sun), *p*

Фактор Factor	Микроядро Micronucleus	Перинуклеарная вакуоль Perinuclear vacuole	Насечка Notch	Протрузия «Язык» Tongue protrusion	Протрузия «Разбитое яйцо» Broken egg protrusion	Кариорексис Karyorexis	Кариолизис Karyolysis	Кариопикноз Karyopycnosis	Общее число нарушений Total number of abnormalities
Город | City	Y 0,0005	Y $5,9\cdot10^{-5}$	Y 0,0002	N 0,13	Y 0,0002	Y 0,03	Y 0,01	Y 0,002	Y $1,6\cdot10^{-5}$
Сила вспышки Flash power	Y $2,15\cdot10^{-14}$	Y $1,17\cdot10^{-5}$	Y $1,9\cdot10^{-8}$	Y $1,58\cdot10^{-13}$	Y $1,05\cdot10^{-8}$	Y $2,8\cdot10^{-10}$	Y $2,19\cdot10^{-11}$	Y $6,8\cdot10^{-8}$	Y $1,09\cdot10^{-16}$
День | Day	N 0,31	N 0,14	N 0,33	N 0,24	N 0,67	N 0,37	N 0,29	Y 0,03	N 0,16
Город/Сила вспышки City/Flash power	$3\cdot10^{-5}$	—	—	—	0,023	—	—	0,044	—
Город/День | City/Day	$4,6\cdot10^{-4}$	—	—	—	0,0048	—	—	—	—
Сила вспышки/день Flash power/day	—	—	—	—	0,026	—	—	—	—
Совместное влияние Combined effect	0,0099	—	—	—	0,0057	—	—	—	—

Примечание: Y — есть связь между изучаемыми факторами; N — нет связи.
Note: Y — significant association between the studied factors; N — no association.

на количество клеток с нарушениями ядра (см. табл. 1–3, рис. 3–11).

Представленные данные после воздействия Х-вспышки указывают на увеличение количества ядерных аномалий на 17-е сутки. Это связано с тем, что 10 сентября 2017 г. произошла ещё одна Х-вспышка мощностью около $1 \cdot 10^{-3}$ Вт/м^2, тем самым усилив эффект от первого роста солнечной активности.

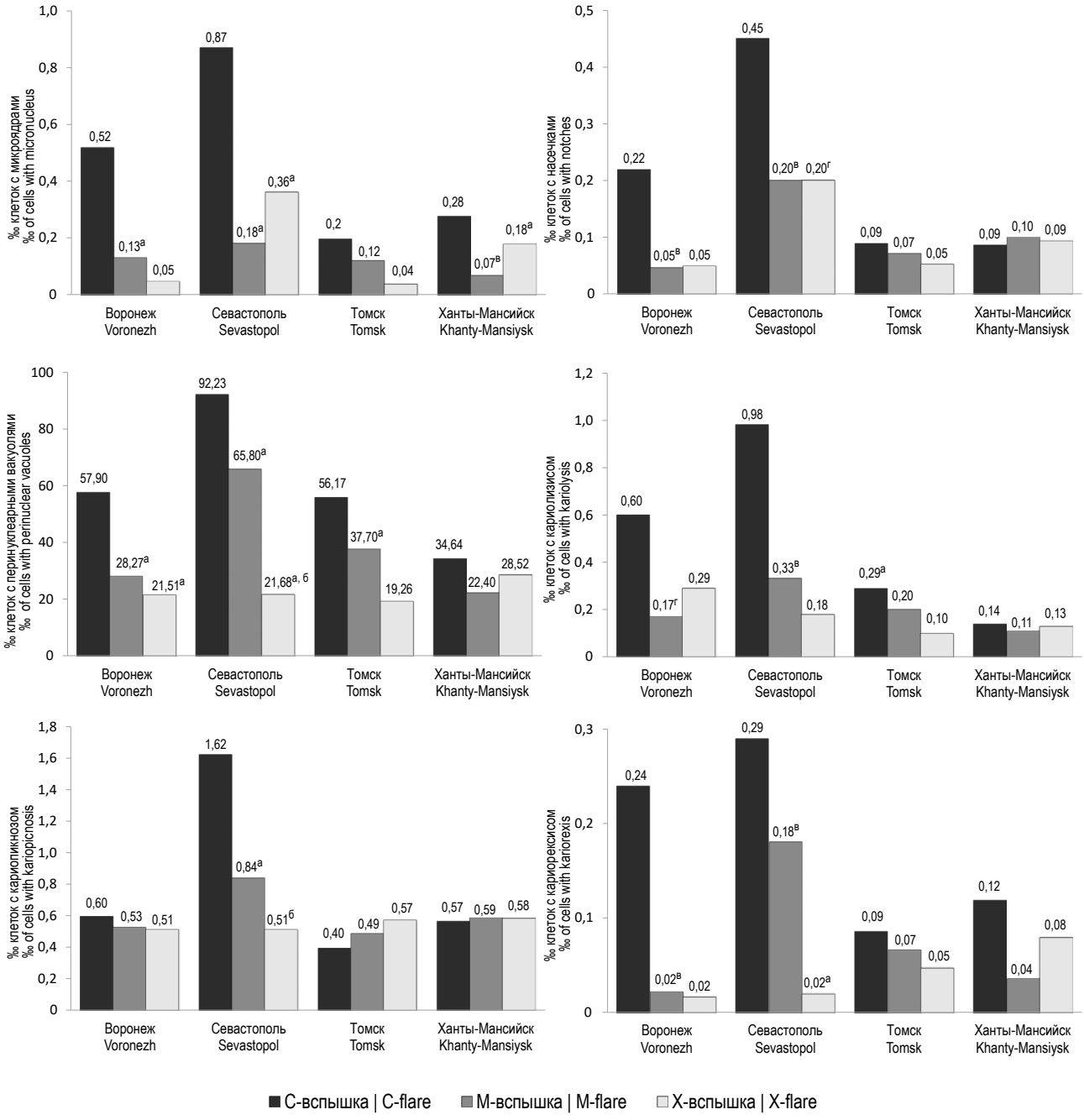

Рис. 1. Частота встречаемости клеток с аномалиями ядра в буккальных эпителиоцитах испытуемых (‰) в зависимости от города проживания и сезона года.

Обозначения: *а* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при С-вспышке, статистически значимо (p <0,001); *б* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при М-вспышке, статистически значимо (p <0,001); *в* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при С-вспышке, статистически значимо (p <0,01); *г* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при С-вспышке, статистически значимо (p <0,05).

Fig. 1. Frequency of cells with nucleus abnormalities in buccal epitheliocytes of the subjects (‰) depending on the city of residence and season of the year.

Designations: *а* — the difference with the frequency of occurrence of cells with abnormalities occurring in the C-flare is significant (p <0.001); *б* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring in the M-flare is significant (p <0.001); *в* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring at C-flare is significant (p <0.01); *г* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring at C-flare is significant (p <0.05).

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

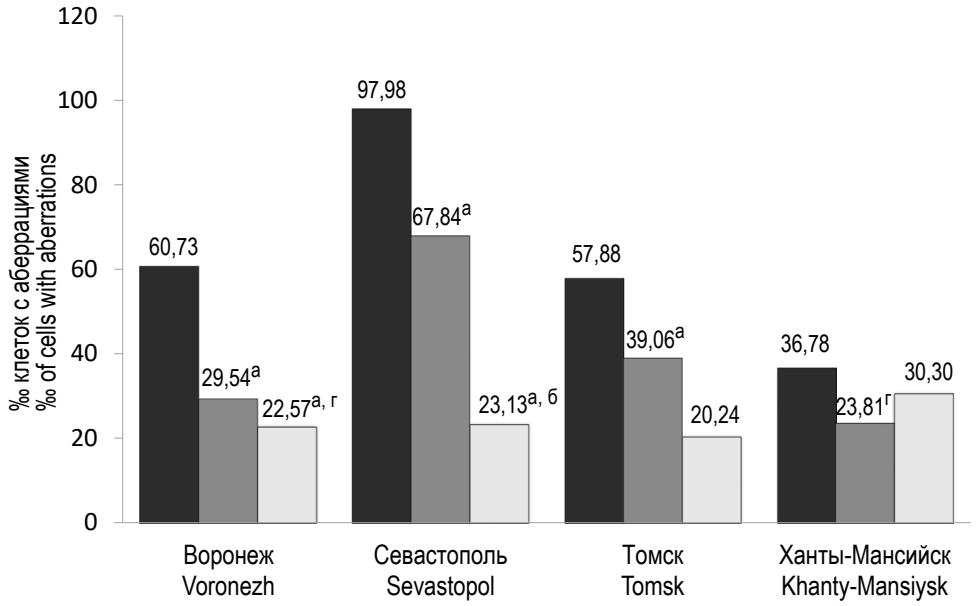

Рис. 2. Частота встречаемости клеток с различными аномалиями ядра в буккальных эпителиоцитах испытуемых (‰) в зависимости от города проживания и сезона года.

Обозначения: *а* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при С-вспышке, статистически значимо (p <0,001); *б* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при М-вспышке, статистически значимо (p <0,001); *в* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями, возникшими при С-вспышке, статистически значимо (p <0,05).

Fig. 2. Frequency of cells with different nucleus abnormalities in buccal epitheliocytes of the subjects (‰) depending on the city of residence and season of the year.

Designations: *а* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring in the C-flare is significant (p <0.001); *б* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring in the M-flare is significant (p <0.001); *в* — the difference with the frequency of cells with abnormalities occurring at C-flare is significant (p <0.05).

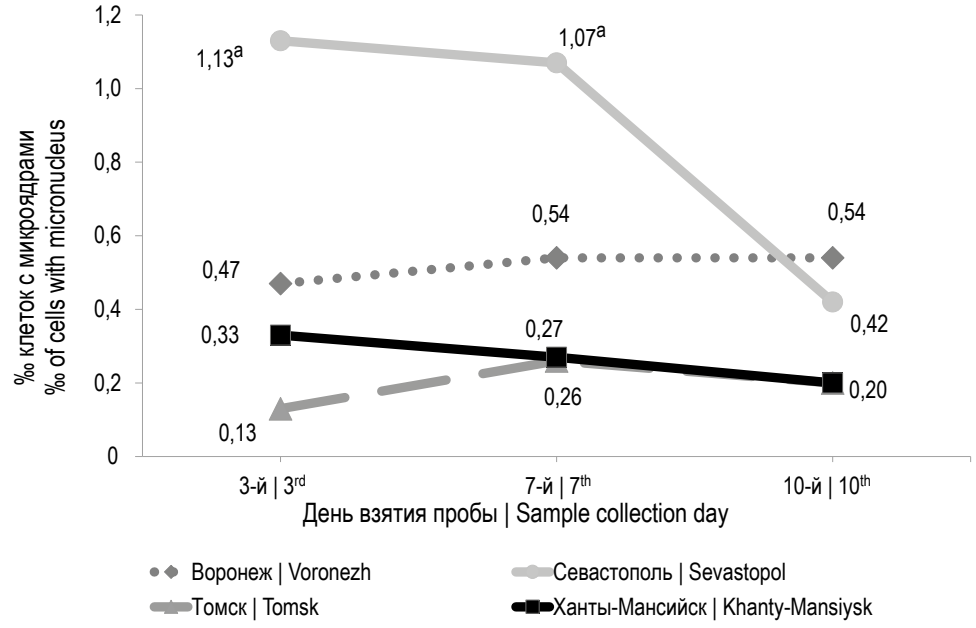

Рис. 3. Зависимость количества клеток с микроядрами (‰) от дня взятия пробы в С-вспышке.

Обозначения: *а* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 10 дней после воздействия вспышки статистически значимо (p <0,05).

Fig. 3. Associations between the number of cells with micronuclei (‰) and the day of sampling in the C-flare.

Notations: *а* — the difference with the frequency of cells with abnormalities 10 days after exposure to the flare is significant (p <0.05).

ОБСУЖДЕНИЕ

По результатам нашего исследования наибольшее количество клеток с нарушениями ядра отмечается у мужчин, проживающих в Севастополе, что связано с наиболее высоким антропогенным загрязнением данного города по сравнению с остальными городами. Это подтверждает ряд ранее проведённых исследований, указывающих на то, что антропогенное загрязнение воздействует на генетическую стабильность соматических клеток человека [11, 12].

Показано также, что влияние оказывает сезон года, в который произошла вспышка. Так, зимой, когда иммунный статус организма ослаблен, отмечается большее количество эпителиоцитов с аберрациями ядра, чем в конце лета, когда иммунная система более стабильна и уровень витаминов в организме выше. Исследования, проведённые ранее, подтверждают, что иммунная система и содержание в организме витаминов, а также сезон года способны оказывать влияние на генетический гомеостаз человека [9].

Самостоятельного влияния солнечной активности на число клеток с ядерными нарушениями не выявлено. Так, спустя 3, 7, 10 и 17 дней после вспышки не зафиксировано увеличения числа клеток с аномалиями ядра у исследуемых мужчин.

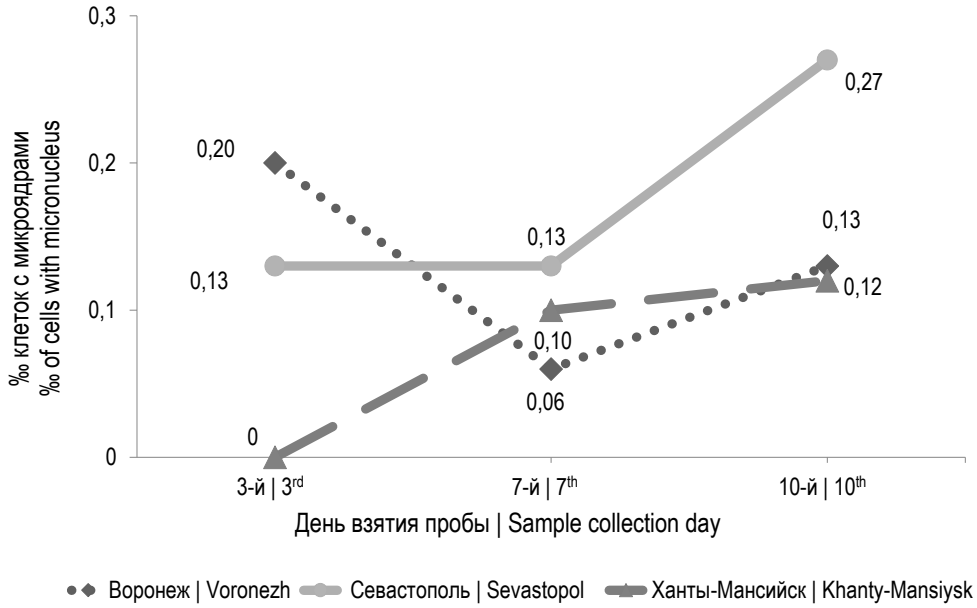

Рис. 4. Зависимость количества клеток с микроядрами (‰) от дня взятия пробы в М-вспышке.
Fig. 4. Associations between the number of cells with micronuclei (‰) and the day of sampling in the M-flare.

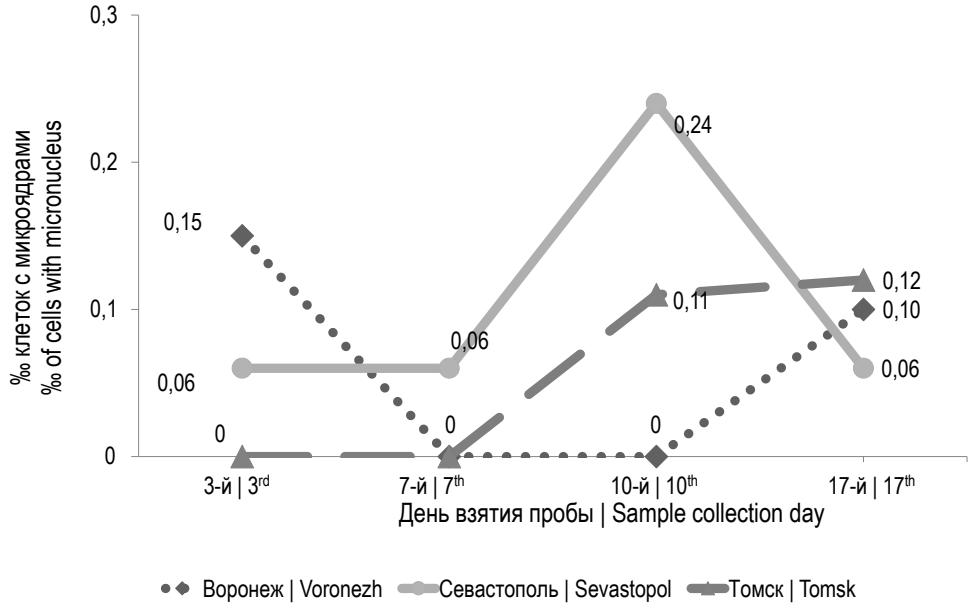

Рис. 5. Зависимость количества клеток с микроядрами (‰) от дня взятия пробы в Х-вспышке.
Fig. 5. Associations between the number of cells with micronuclei (‰) and the day of sampling in the X-flare.

DOI: https://doi.org/10.17816/humeco456469

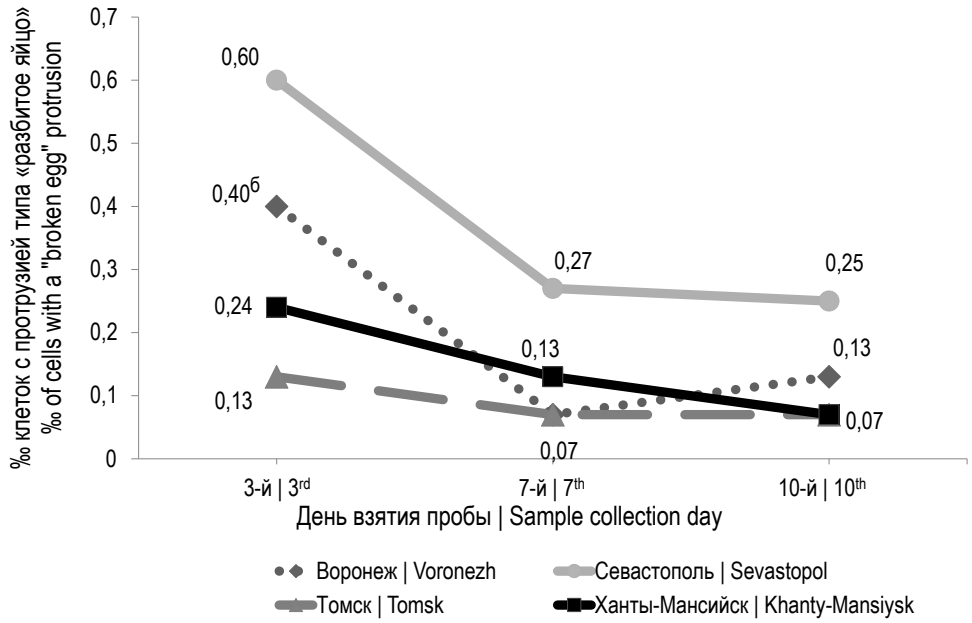

Рис. 6. Зависимость количества клеток с протрузиями типа «разбитое яйцо» (‰) от дня взятия пробы в С-вспышке.
Обозначения: *б* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 7 дней после воздействия вспышки статистически значимо (p <0,05).

Fig. 6. Associations between the number of cells with "broken egg" type protrusions (‰) and the day of sampling in the C-flare.
Notations: *б* — the difference with the frequency of cells with abnormalities 7 days after exposure to the flare is significant (p <0.05).

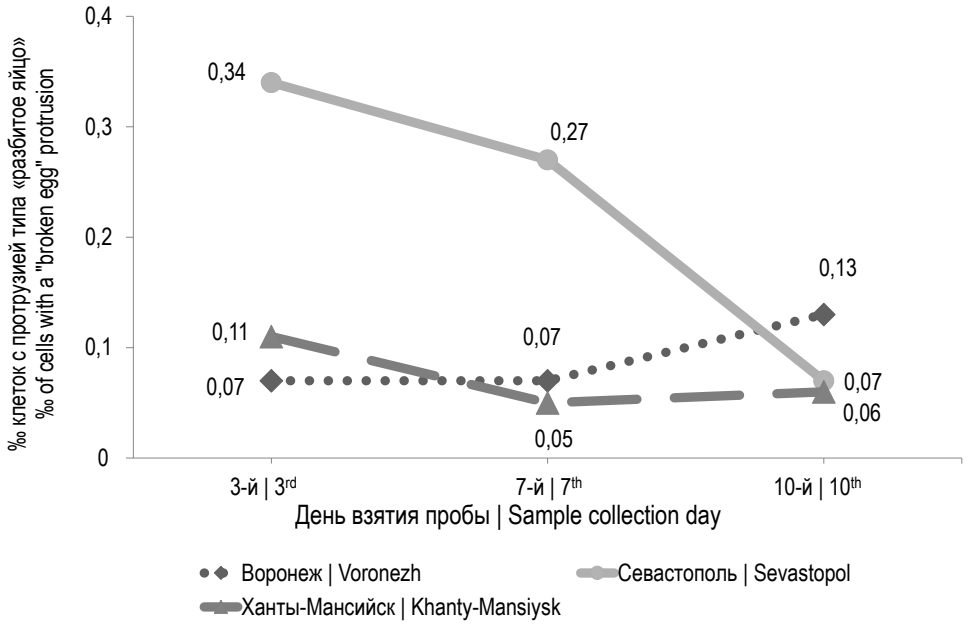

Рис. 7. Зависимость количества клеток с протрузиями типа «разбитое яйцо» (‰) от дня взятия пробы в М-вспышке.
Fig. 7. Associations between the number of cells with "broken egg" type protrusions (‰) and the day of sampling in the M-flare.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Можно предположить, что солнечная активность способна оказывать модулирующее действие на генетическую стабильность человека в городах с высоким уровнем антропогенного загрязнения. Выявлено, что солнечная активность усиливает влияние загрязнённости города и его географического расположения на количество клеток с нарушениями ядра. Полученные результаты можно использовать при проведении микроядерного теста буккального эпителия человека и при планировании мероприятий по оценке генотоксичности окружающей среды.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Вклад авторов. В.Н. Калаев — набор материала для исследования, обзор литературы, сбор и анализ литературных источников,

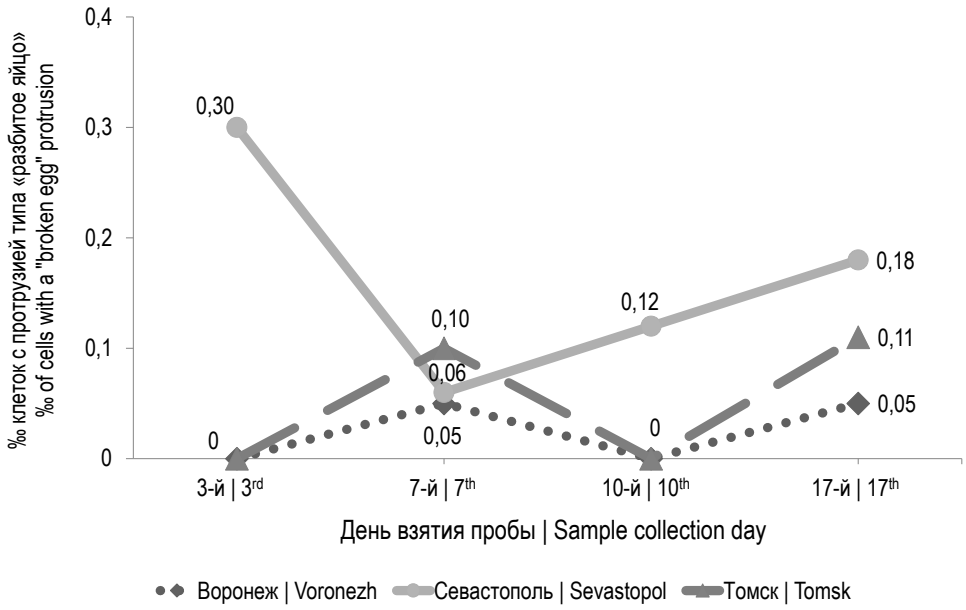

Рис. 8. Зависимость количества клеток с протрузиями типа «разбитое яйцо» (‰) от дня взятия пробы в X-вспышке.
Fig. 8. Associations between the number of cells with "broken egg" type protrusions (‰) and the day of sampling in the X-flare.

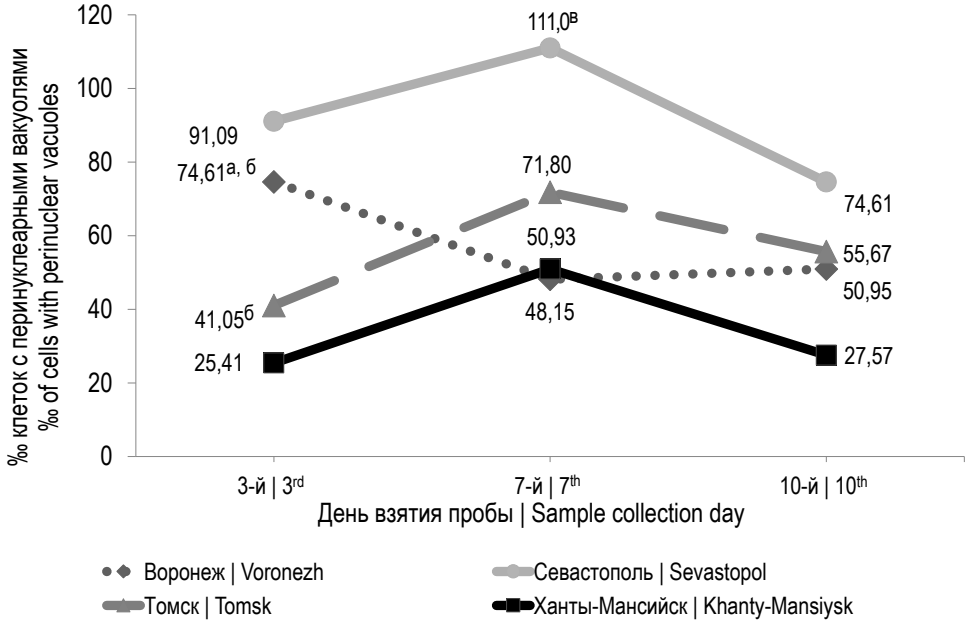

Рис. 9. Зависимость количества клеток с перинуклеарными вакуолями (‰) от дня взятия пробы в C-вспышке.

Обозначения: *а* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 10 дней после воздействия вспышки достоверно (p <0,05); *б* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 7 дней после воздействия вспышки достоверно (p <0,05); *в* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 10 дней после воздействия вспышки достоверно (p <0,01).

Fig. 9. Associations between the number of cells with perinuclear vacuoles (‰) and the day of sampling in the C-flare.

Notations: *а* — the difference with the frequency of cells with abnormalities 10 days after exposure to the flare is significant (p <0.05); *б* — the difference with the frequency of cells with disorders 7 days after exposure to the flare is significant (p <0.05); *в* — the difference with the frequency of cells with abnormalities 10 days after exposure to the flare is significant (p <0.01).

написание текста и редактирование статьи; В.П. Зуевский, М.С. Нечаева — набор материала для исследования, обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, подготовка и написание текста статьи; Н.Н. Ильинских, Е.Н. Ильинских — набор материала для исследования, обработка данных, сбор и анализ литературных источников, написание текста и редактирование статьи; А.О. Лантушенко, О.С. Корнеева — набор материала для исследования, обработка данных, сбор и анализ литературных источников, написание текста статьи; Т.В. Зуевская — набор материала для исследования, сбор и анализ литературных источников, написание текста статьи, редактирование статьи в соответствии с требованиями к публикации; А.В. Ларина, Е.Н. Шипилова, В.А. Гаврилова, Д.Ю. Баранов, И.В. Дегтяр (Скуратовская) — набор материала для исследования, обработка

данных, написание текста статьи. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE (все авторы внесли существенный вклад в разработку концепции, проведение исследования и подготовку статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией).

Источник финансирования. Не указан.

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

ADDITIONAL INFORMATION

Authors' contribution. V.N. Kalaev — collection of the material, literature review, literature review, drafting and editing the article; V.P. Zuevsky, M.S. Nechaeva — collection of the material, literature review, drafting the article; N.N. Ilyinsky, E.N. Ilyinsky — collection of the material, data analysis, literature review, drafting and editing the article; A.O. Lantushenko, O.S. Korneeva — collection of the material, data processing, literature review, drafting the

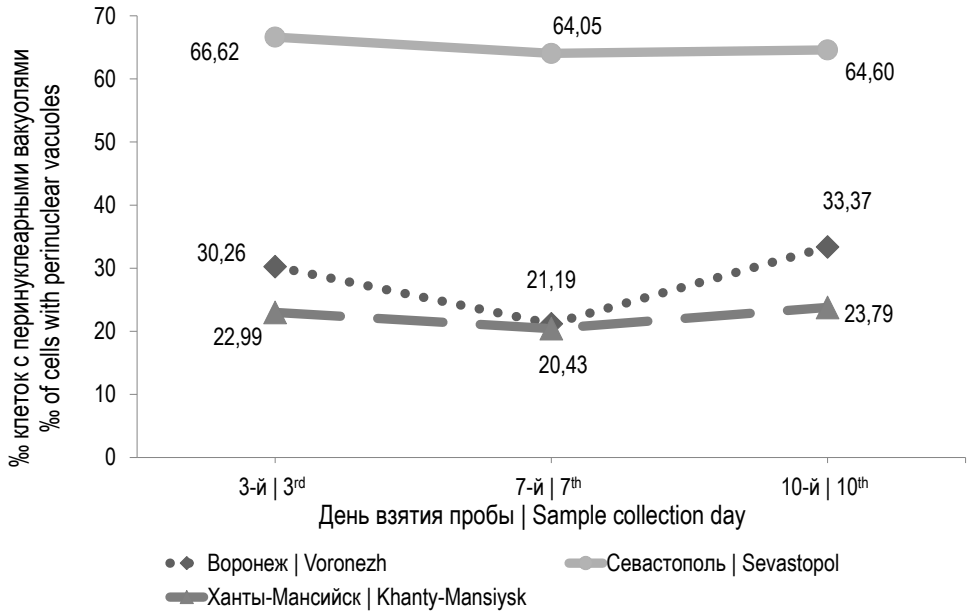

Рис. 10. Зависимость количества клеток с перинуклеарными вакуолями (‰) от дня взятия пробы в М-вспышке.
Fig. 10. Associations between the number of cells with perinuclear vacuoles (‰) and the day of sampling in the M-flare.

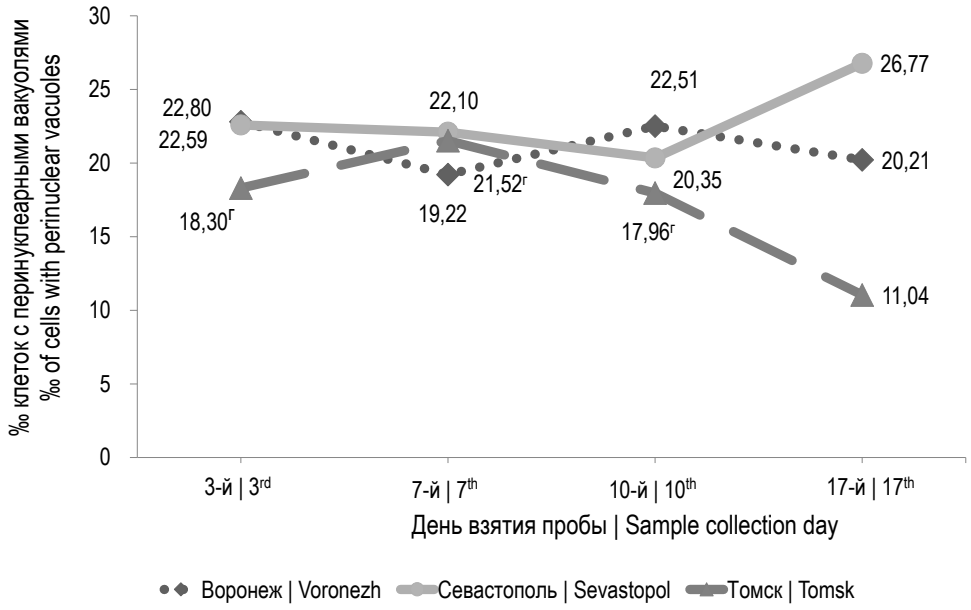

Рис. 11. Зависимость количества клеток с перинуклеарными вакуолями (‰) от дня взятия пробы в Х-вспышке.
Обозначение: *г* — различие с частотой встречаемости клеток с нарушениями спустя 17 дней после воздействия вспышки достоверно (p <0,01).

Fig. 11. Associations between the number of cells with perinuclear vacuoles (‰) on the day of sampling in the X-flare.
Notation: *г* — the difference with the frequency of cells with abnormalities 17 days after exposure to the flare is significant (p <0.01).

article; T.V. Zuevskaya — collection of the material, literature review, drafting and editing the article in accordance with the journal requirements; A.V. Larina, E.N. Shipilova, V.A. Gavrilova, D.Yu. Baranov, I.V. Degtyar (Skuratovskaya) — collection of the material, data processing, drafting the article. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria (all authors have made a significant contribution to the development of the concept, research and preparation of the article, read and approved the final version before publication).

Funding source. Not specified.

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Чижевский А.Л. Земля и Космос. Земное эхо космических бурь. 3-е изд. [интернет]. Москва : Академический Проект, 2020. Дата обращения: 08.08.2023. Доступ по ссылке: https://www.studentlibrary.ru/book/ISBN9785829133818.html
2. Мирошниченко Л.И. Солнечные космические лучи: 75 лет исследований // Успехи физических наук. 2018. Т. 188, № 4. С. 345–376. doi: 10.3367/UFNr.2017.03.038091
3. Ozheredov V.A., Breus T.K., Zeleny L.M. Connection between the Intellectual Excitability of Internet Users and Increases in Solar Activity // Izv Atmos Ocean Phys. 2020. Vol. 56. P. 1346–1358. doi: 10.1134/S0001433820110067
4. Гурфинкель Ю.И., Ожередов В.А., Бреус Т.К., Сасонко М.Л. Влияние космической и земной погоды на показатели жесткости артерий и функцию эндотелия человека // Биофизика. 2018. Т. 63, № 2. С. 402–411. doi: 10.1134/S0006350918020094
5. Эфендиева Л.Г., Азизов В.А., Етирмишли Г.Д. Влияние геофизических параметров на организм человека // Медицинские новости. 2020. № 1. С. 43–47.
6. Григорьев П.Е., Владимирский Б.М., Лускова Ю.С. Особенности военной и экономической динамики в Средние века и раннее Новое время в зависимости от космической погоды. Часть 1 // Пространство и Время. 2018. № 1-2. С. 289–294. doi: 10.24411/2226-7271-2018-11094
7. Григорьев П.Е., Афанасьева Н.А., Вайсерман А.М. Солнечная активность как фактор риска возникновения синдрома Даунa // Экология человека. 2009. № 11. С. 8–11.
8. Олисова О.Ю., Владимирова Е.В., Бабушкин А.М. Кожа и Солнце // Российский журнал кожных и венерических болезней. 2012. № 6. С. 57–62. doi: 10.17816/dv36783
9. Калаев В.Н., Нечаева М.С., Калаева Е.А. Микроядерный тест буккального эпителия ротовой полости человека: монография. Воронеж : Издательский дом ВГУ, 2016. 136 с.
10. Мохов И.И., Тимажев А.В. Вертикальная температурная стратификация атмосферы в зависимости от продолжительности годового цикла инсоляции по расчетам с климатической моделью общей циркуляции // Доклады Российской академии наук. Науки о Земле. 2020. Т. 494, № 2. С. 48–52. doi: 10.31857/S2686739720100072
11. Юрченко В.В., Ингель Ф.И., Малышева А.Г., и др. Влияние состава загрязнения атмосферного воздуха на генотоксические эффекты в эпителиоцитах щеки детей // Гигиена и санитария. 2022. Т. 101, № 2. С. 201–210. doi: 10.47470/0016-9900-2022-101-2-201-210
12. Vargas V.M.F., da Silva Júnior F.M.R., Silva Pereira T.D., et al. A comprehensive overview of genotoxicity and mutagenicity associated with outdoor air pollution exposure in Brazil // J Toxicol Environ Health B Crit Rev. 2023. V. 26, N 3. P. 172–199. doi: 10.1080/10937404.2023.2175092
13. Карта России с городами и регионами [карта]. Дата обращения: 23.06.2023. Доступ по ссылке: https://yandex.ru/maps/225/russia/
14. Экологический рейтинг субъектов Российской федерации. Итоги осень 2017 г. Дата обращения: 23.06.2023. Доступ по ссылке: https://www.greenpatrol.ru/sites/default/files/prilozhenie_1._osen_2017.docx
15. Боровик А.В., Мордвинов А.В., Голубева Е.М., Жданов А.А. Реструктуризация магнитных полей Солнца и центры вспышечной активности в цикле 24 // Астрономический журнал. 2020. Т. 97, № 6. С. 521–528. doi: 10.31857/S0004629920070014
16. https://xras.ru/xras_laboratory.html [интернет]. ИКИ РАН и ИСЗФ СО РАН. Лаборатория рентгеновской астрономии Солнца ФИАН [дата обращения: 23.06.2023]. Доступ по ссылке: https://xras.ru/xras_laboratory.html
17. Соболева Н.А., Калаев В.Н., Нечаева М.С., Калаева Е.А. Определение минимального количества анализируемых буккальных эпителиоцитов на препарате при проведении микроядерного теста. // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: Химия. Биология. Фармация. 2016. № 3. С. 80–84.
18. Кулаичев А.П. Методы и средства комплексного анализа данных. Москва : ФОРУМ—ИНФРА-М, 2006. 512 с.

REFERENCES

1. Chizhevskij AL. *Zemlja i Kosmos. Zemnoe jeho kosmicheskih bur'*. 3-e izd. [Internet]. Moscow: Akademicheskij Proekt; 2020. [cited 08.08.2023]. Available from: https://www.studentlibrary.ru/book/ISBN9785829133818.html (In Russ).
2. Miroshnichenko LI. Solar cosmic rays: 75 years of research. *Physics-Uspekhi*. 2018;61(4):323–352. doi: 10.3367/UFNr.2017.03.038091
3. Ozheredov VA, Breus TK, Zeleny LM. Connection between the Intellectual excitability of internet users and increases in solar activity. *Izv Atmos Ocean Phys*. 2020;56:1346–1358. doi: 10.1134/S0001433820110067
4. Gurfinkel YI, Sasonko ML, Ozheredov VA, Breus TK. The effects of space and terrestrial weather factors on arterial stiffness and endothelial function in humans. *Biophysics*. 2018;63(2):299–306. doi: 10.1134/S0006350918020094
5. Afendiyeva LG, Azizov VA, Etirmishli GD. Influence of geophysical parameters on the human body. *Meditsinskie novosti*. 2020;(1):43–47.
6. Grigoryev PE, Vladimirskiy BM, Luskova YuS. Features of military and economic dynamics in the middle ages and early modern period depending on the space weather. Part 1. *Space and Time*. 2018;(1-2):289–294. doi: 10.24411/2226-7271-2018-11094

7. Grigoryev PYe, Afanasyeva NA, Vayserman AM. Solar activity as a hazard factor for a Down's syndrome. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology)*. 2009;11:8–11.
8. Olisova O, Vladimirova EV, Babushkin AM. Skin and Sun. *Russian Journal of Skin and Venereal Diseases*. 2012;(6):57–62. doi: 10.17816/dv36783
9. Kalaev VN, Nechaeva MS, Kalaeva EA. *Mikrojadernyj test bukkal'nogo jepitelija rotovoj polosti cheloveka: monografija*. Voronezh: Izdatel'skij dom VGU; 2016. 136 p. (In Russ).
10. Mokhov II, Timazhev AV. Vertical temperature stratification of the atmosphere depending on the length of the annual insolation cycle from simulations with the coupled general circulation model. *Doklady Earth Sciences*. 2020;494(2):795–798. doi: 10.31857/S2686739720100072
11. Yurchenko VV, Ingel FI, Malysheva AG, et al. Influence of the composition of atmospheric air pollution on genotoxic effects in the buccal epithelial cells in children. *Hygiene and Sanitation, Russian Journal*. 2022;101(2):201–210. doi: 10.47470/0016-9900-2022-101-2-201-210
12. Vargas VMF, da Silva Júnior FMR, Silva Pereira TD, et al. A comprehensive overview of genotoxicity and mutagenicity associated with outdoor air pollution exposure in Brazil. *J Toxicol Environ Health B Crit Rev*. 2023;26(3):172–199. doi: 10.1080/10937404.2023.2175092
13. Karta Rossii s gorodami i regionami [map]. [cited: 23.06.2023]. Available from: https://yandex.ru/maps/225/russia/ (In Russ).
14. *Jekologicheskij rejting sub#ektov Rossijskoj federacii. Itogi osen' 2017* [cited: 23.06.2023]. Available from: https://www.greenpatrol.ru/sites/default/files/prilozhenie_1._osen_2017.docx (In Russ).
15. Borovik AV, Mordvinov AV, Golubeva EM, et al. Restructuring of the solar magnetic fields and flare activity centers in cycle 24. *Astronomicheskiy zhurnal*. 2020;97(6):521–528. doi: 10.31857/S0004629920070014
16. https://xras.ru/xras_laboratory.html [Internet]. Laboratory of X-ray Astronomy of the Sun FIAN [cited: 23.06.2023]. Available from: https://xras.ru/xras_laboratory.html (In Russ).
17. Soboleva ON, Kalaev VN, Nechaeva MS, Kalaeva EA. Evaluation of minimum number of analyzed buccal epithelial cells on the sample during micronucleus test. *Proceedings of Voronezh State University. Series: Chemistry. Biology. Pharmacy*. 2016;(3):80–84.
18. Kulaichev AP. *Metody i sredstva kompleksnogo analiza dannyh*. Moscow: FORUM—INFRA-M; 2006. 512 p. (In Russ).

ОБ АВТОРАХ

*** Калаев Владислав Николаевич,** д.б.н., профессор;
адрес: Российская Федерация, 394018, Воронеж, Университетская пл., д. 1;
ORCID: 0000-0002-4247-4509;
eLibrary SPIN: 7022-6720;
e-mail: Dr_huixs@mail.ru

Зуевский Владислав Петрович, д.м.н., профессор;
ORCID: 0000-0002-4662-9205;
eLibrary SPIN: 7800-5955;
e-mail: zvp_surgut@mail.ru

Нечаева Марина Сергеевна, к.б.н.;
ORCID: 0000-0003-4880-6751;
eLibrary SPIN: 5108-2660;
e-mail: MAR-Y-ANA@yandex.ru

Ильинских Николай Николаевич, д.б.н., профессор;
ORCID: 0000-0003-1014-1096;
eLibrary SPIN: 1204-3138;
e-mail: nauka-tomsk@yandex.ru

Ильинских Екатерина Николаевна, д.м.н., доцент;
ORCID: 0000-0001-7646-6905;
eLibrary SPIN: 5245-5958;
e-mail: infconf2009@mail.ru

Лантушенко Анастасия Олеговна, к.ф.-м.н., доцент;
ORCID: 0000-0003-3614-9387;
eLibrary SPIN: 5004-8773;
e-mail: lantushenko@mail.ru

Корнеева Ольга Сергеевна, д.б.н., профессор;
ORCID: 0000-0002-2863-0771;
eLibrary SPIN: 3616-5977;
e-mail: korneeva-olgas@yandex.ru

AUTHORS' INFO

*** Vladislav N. Kalaev,** Dr. Sci. (Biol.), professor;
address: 1 Universitetskaya square, 394018 Voronezh, Russian Federation;
ORCID: 0000-0002-4247-4509;
eLibrary SPIN: 7022-6720;
e-mail: Dr_huixs@mail.ru

Vladislav P. Zuevsky, MD, Dr. Sci. (Med.), professor;
ORCID: 0000-0002-4662-9205;
eLibrary SPIN: 7800-5955;
e-mail: zvp_surgut@mail.ru

Marina S. Nechaeva, Cand. Sci. (Biol.);
ORCID: 0000-0003-4880-6751;
eLibrary SPIN: 5108-2660;
e-mail: MAR-Y-ANA@yandex.ru

Nikolay N. Ilyinskikh, Dr. Sci. (Biol.), professor;
ORCID: 0000-0003-1014-1096;
eLibrary SPIN: 1204-3138;
e-mail: nauka-tomsk@yandex.ru

Ekaterina N. Ilyinskikh, MD, Dr. Sci. (Med.), associate professor;
ORCID: 0000-0001-7646-6905;
eLibrary SPIN: 5245-5958;
e-mail: infconf2009@mail.ru

Anastasiya O. Lantushenko, Cand. Sci. (Physics and Mathematics), associate professor;
ORCID: 0000-0003-3614-9387;
eLibrary SPIN: 5004-8773;
e-mail: lantushenko@mail.ru

Olga S. Korneeva, Dr. Sci. (Biol.), professor;
ORCID: 0000-0002-2863-0771;
eLibrary SPIN: 3616-5977;
e-mail: korneeva-olgas@yandex.ru

Зуевская Татьяна Валерьевна, д.м.н., доцент;
ORCID: 0000-0002-9315-1320;
eLibrary SPIN: 9759-1894;
e-mail: z-alnair@mail.ru

Ларина Анна Викторовна, ассистент;
ORCID: 0000-0001-5389-9580;
eLibrary SPIN: 2071-1537;
e-mail: larina.anyuta2010@yandex.ru

Шипилова Евгения Николаевна, студент;
ORCID: 0000-0001-5954-7447;
eLibrary SPIN: 5818-6895;
e-mail: esipilova1505@gmail.com

Гаврилова Валентина Александровна, студент;
ORCID: 0000-0003-3410-6535;
eLibrary SPIN: 7268-0455;
e-mail: havrilovavalentina@gmail.com

Баранов Денис Юрьевич, студент;
ORCID: 0009-0001-1260-1028;
eLibrary SPIN: 1899-8506;
e-mail: Baranov663@scientifictext.ru

Дегтяр (Скуратовская) Ирина Викторовна, ассистент;
ORCID: 0000-0003-3797-7360;
eLibrary SPIN: 2806-0856;
e-mail: skuratovskaya95@mail.ru

Tatiana V. Zuevskaya, MD, Dr. Sci. (Med.), associate professor;
ORCID: 0000-0002-9315-1320;
eLibrary SPIN: 9759-1894;
e-mail: z-alnair@mail.ru

Anna V. Larina, assistant lecturer;
ORCID: 0000-0001-5389-9580;
eLibrary SPIN: 2071-1537;
e-mail: larina.anyuta2010@yandex.ru

Evgeniya N. Shipilova, student;
ORCID: 0000-0001-5954-7447;
eLibrary SPIN: 5818-6895;
e-mail: esipilova1505@gmail.com

Valentina A. Gavrilova, student;
ORCID: 0000-0003-3410-6535;
eLibrary SPIN: 7268-0455;
e-mail: havrilovavalentina@gmail.com

Denis Yu. Baranov, student;
ORCID: 0009-0001-1260-1028;
eLibrary SPIN: 1899-8506;
e-mail: Baranov663@scientifictext.ru

Irina V. Degtyar (Skuratovskaya), assistant lecturer;
ORCID: 0000-0003-3797-7360;
eLibrary SPIN: 2806-0856;
e-mail: skuratovskaya95@mail.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author