Научная статья
УДК 614.8, 519.2; DOI: 10.61260/1998-8990-2025-3-30-39

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ В СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ О ПАРАМЕТРАХ ПРИРОДНЫХ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ СИТУАЦИЙ

Малыгин Игорь Геннадьевич;
✉Таранцев Александр Алексеевич.
Институт проблем транспорта им. Н.С. Соломенко Российской академии наук;
Санкт-Петербургский университет ГПС МЧС России, Санкт-Петербург, Россия.
Васьков Виктор Тихонович.
Институт проблем транспорта им. Н.С. Соломенко Российской академии наук, Санкт-Петербург, Россия.
Шупнёв Дмитрий Сергеевич.
Санкт-Петербургский университет ГПС МЧС России, Санкт-Петербург, Россия
✉***t__54@mail.ru***

Аннотация. Обоснована актуальность обработки статистических данных о природных процессах, приводящих к чрезвычайным ситуациям и отрицательно сказывающихся на экологической обстановке. Приведены сведения об определении согласованности выборок случайных величин параметров таких процессов известным законам распределения с использованием критериев Пирсона и Колмогорова, а также согласованности математических ожиданий и коэффициентов вариации, асимметрии и эксцесса выборки случайных величин и закона распределения. Показано, что в качестве универсального аппроксимирующего закона может быть принято β-распределение 1-го рода и выведены аналитические выражения для нахождения его параметров. На примерах статистики о среднегодовых расходах воды в реке и энергетических параметрах сейсмических событий выведены аналитические выражения для соответствующих плотностей вероятности β-распределений 1-го рода. Оценены вероятности наступления негативных событий по пороговым значениям среднегодового расхода воды и энергетического параметра сейсмических событий соответственно. Сделан вывод о возможности эффективного использования β-распределения 1-го рода для анализа статистических данных широкого класса природных и техногенных процессов.

Ключевые слова: чрезвычайные ситуации, статистические данные, законы распределения

Для цитирования: Определение закономерностей в статистических данных о параметрах природных чрезвычайных ситуаций / И.Г. Малыгин [и др.] // Проблемы управления рисками в техносфере. 2025. № 3 (75). С. 30–39. DOI: 10.61260/1998-8990-2025-3-30-39.

Scientific article

IDENTIFICATION OF PATTERNS IN STATISTICAL DATA ON THE PARAMETERS OF NATURAL EMERGENCIES

Malygin Igor G.;
✉Tarantsev Alexander A.
Solomenko institute of transport problems of the Russian academy of sciences;
Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia, Saint-Petersburg, Russia.
Vas’kov Viktor T.
Solomenko institute of transport problems of the Russian academy of sciences,
Saint-Petersburg, Russia.
Shupnev Dmitriy S.
Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia, Saint-Petersburg, Russia
✉*t__54@mail.ru*

Abstract. The article substantiates the relevance of processing statistical data on natural processes that lead to emergencies and negatively affect the environmental situation. Information is provided on determining the consistency of samples of random variables of parameters of such processes according to known distribution laws using the Pearson and Kolmogorov criteria, as well as the consistency of estimates and coefficients of variation, asymmetry and kurtosis of a sample of random variables and the distribution law. It is shown that the β-distribution of the 1-st kind can be accepted as a universal approximating law and analytical expressions can be derived to find its parameters. Using the examples of statistics on the average annual water consumption in the river and the energy parameters of seismic events, analytical expressions are derived for the corresponding probability densities of β-distributions of the 1-st kind. The probabilities of the occurrence of negative events are estimated based on the thresholds of the average annual water consumption and the energy parameter of seismic events, respectively. The conclusion is made about the possibility of effective use of the β-distribution of the 1-st kind for the analysis of statistical data of a wide class of natural and man-made processes.

Keywords: emergencies, statistical data, distribution laws

For citation: Identification of patterns in statistical data on the parameters of natural emergencies / I.G. Malygin [et al.] // Problemy upravleniya riskami v tekhnosfere = Problems of risk management in the technosphere. 2025. № 3 (75). P. 30–39. DOI: 10.61260/1998-8990-2025-3-30-39.

Введение

Современный этап развития как нашей страны, так и зарубежных стран характеризуется ростом числа и масштабности чрезвычайных ситуаций (ЧС) природного и техногенного характера – наводнений (рис. 1 а), землетрясений (рис. 1 б) и др., а также пожаров, что отрицательно влияет на безопасность населения и экологическую обстановку в регионах. Исследованиям в этой области посвящено большое число публикаций отечественных и зарубежных авторов [1–8].

Ввиду важности проблемы актуальным является накопление и исследование статистических данных о ЧС, в частности, нахождение законов распределения [9, 10].

а **б**

Рис. 1. **Последствия ЧС природного характера – наводнение в Калифорнии (а) и землетрясения в Индонезии (б) (California atmospheric river causes flooding, evacuations и Десятки людей пострадали в результате сильнейшего землетрясения в Индонезии (www: Inbusiness.kz)**

Методы исследования

К настоящему времени известно достаточно много законов распределения непрерывных случайных величин, которые могут соответствовать выборкам случайных величин $X=\{x_1, x_2, \ldots, x_N\}$. Каждая выборка X характеризуется моментами распределения – начальными $\{\alpha_в\}$ и центральными $\{\mu_в\}$, определяемыми по выражениям соответственно [9]:

$$\alpha_k = \frac{\sum_{i=1}^{N} w_i x_i^k}{\sum_{i=1}^{N} w_i}, k \geq 1,$$

$$\mu_k = \frac{\sum_{i=1}^{N} w_i (x_i - \alpha_1)^k}{\sum_{i=1}^{N} w_i}, k \geq 1,$$

где $\alpha_1 = Mx_в$ – математическое ожидание; $\mu_2 = D$ – дисперсия (смещенная, что при больших N несущественно); w_i – «вес» i-го компонента выборки X ($0 \leq w_i \leq 1$), очевидно: при $w_1 = \ldots = w_N = 1$ знаменатели обращаются в N.

Из моментов $\{\alpha\}$ и $\{\mu\}$ формируются такие важные безразмерные характеристики выборки X, как коэффициенты вариации $Kv_в$, асимметрии $As_в$ и эксцесса $Ex_в$ (индекс «в» соответствует выборке):

$$\mathrm{Kv}_в = \frac{\sqrt{D}}{\mathrm{Mt}_в}, \ \mathrm{Mx}_в \neq 0,$$

$$\mathrm{As}_в = \frac{\mu_3}{D^{1,5}},$$

$$\mathrm{Ex}_в = \frac{\mu_4}{D^2} - 3.$$

Выборка X может быть свернута в гистограмму $G(L, \gamma)$, содержащую L интервалов с шагом Δx и «весом» каждого j-го интервала:

$$\gamma_j = \frac{n_j}{\Delta x \sum_{i=1}^{N} w_i} \ .$$

(n_j – число случайных величин из выборки X с учетом их весов, попавших в j-й интервал). Очевидно: $\Delta x \sum_{j=1}^{L} \gamma_j = 1$.

Законы распределения непрерывных случайных величин также могут характеризоваться начальными и центральными моментами [9] соответственно:

$$\alpha_k = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k \varphi(x) dx, k \geq 1,$$
$$\mu_k = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \alpha_1)^k \varphi(x) dx, k \geq 1,$$

где $\varphi(x)$ – плотность распределения (неубывающая функция); α_0=1, $\alpha_1 = \mathrm{Mx}_з$ (индекс «з» соответствует закону распределения); $\int_{-\infty}^{x} \varphi(x) dx = F(x)$ – функция распределения.

При этом одной из принципиальных задач является выбор такого закона распределения [9], чтобы он максимально соответствовал выборке *X*, а конкретно – представляющей ее гистограмме *G*(*L*, *γ*). Для этого были предложены критерии Пирсона (хи-квадрат) и Колмогорова [9], а также критерий соответствия моментам [10].

Сущность критерия Пирсона в том, что сначала находится величина:

$$\chi^2 = N \sum_{j=1}^{L} \frac{\left(\gamma_j \Delta x - p_j\right)^2}{p_j}, \tag{1}$$

где $p_j = \int_{x_{j-1}}^{x_j} \varphi(x) dx$ – теоретическая вероятность нахождения случайной величины в интервале ([x_{j-1}, x_j]), затем по таблице [9] распределения χ^2 для степеней свободы $v=L-M-1$ (*M* – число параметров выбранного закона распределения, например, для нормального распределения *M*=2, для распределения Гумбеля *M*=3, для *β*-распределения 1-го рода *M*=4) определяется доверительная вероятность *q* соответствия закона распределения выборки *X* случайных величин некоторому закону распределения.

Недостатком критерия Пирсона является жесткое требование к гистограмме и закону распределения: при $L+M\leq 1$ этот критерий неприменим.

Критерий Колмогорова является более «мягким» и предполагает нахождение доверительной вероятности *q* согласованности гистограммы *G*(*L*, *γ*) и плотности $\varphi(x)$ распределения случайной величины как функции *q*(*z*), где:

$$z = \sqrt{N} \cdot \max|F_г(x) - F(x)|, \tag{2}$$

где $F_г(x)$ – кумулята гистограммы. Доверительная вероятность *q*(*z*) находится по таблице [9] либо по эмпирическому выражению [10]:

$$q(z) = \begin{cases} 1 \text{ при } z < 0{,}4; \\ 1{,}0542 - 2{,}2351z + 11{,}799z^2 - 20{,}586z^3 + 10{,}418z^4 \text{ при } z \in [0{,}4; 0{,}8]; \\ < 0{,}5 \text{ при } z > 0{,}8. \end{cases} \tag{3}$$

Недостатком критерия Колмогорова является отсутствие требования к числу *M* параметров закона распределения.

В работе [10] предложен еще один критерий согласованности выборки случайных величин и подобранного закона распределения – по их характеристикам:

$$q_M = [1 + u_1(1 + \mathrm{Mx}_з^{-1} \Delta \mathrm{Mx})^{-1} + u_2 \Delta \mathrm{Kv} + u_3 \Delta \mathrm{As} + u_4 \Delta \mathrm{Ex}]^{-1}, \tag{4}$$

где ΔMx=$|\mathrm{Mx}_з - \mathrm{Mx}_в|$; ΔKv=$|\mathrm{Kv}_з - \mathrm{Kv}_в|$; ΔAs=$|\mathrm{As}_з - \mathrm{As}_в|$; ΔEx=$|\mathrm{Ex}_з - \mathrm{Ex}_в|$; $\{u\}$ – весовые коэффициенты, выбираемые экспертными методами, в первом приближении можно полагать: $u_1 = u_2 = u_3 = u_4 = 0{,}25$.

Тем не менее существует β-распределение 1-го рода, для которого M=4, что позволяет использовать критерий (4).

Результаты исследования и их обсуждение

Функция плотности β-распределения для общего случая имеет вид:

$$\varphi(x) = K_{mn}\frac{(x-a)^{m-1}(b-x)^{n-1}}{(b-a)^{m+n-1}}, \tag{5}$$

где a, b – границы области возможных значений случайной величины $x \in [a, b]$; m, n – параметры формы, необязательно целые; K_{mn} – коэффициент в общем случае обратно пропорциональный β-функции $B(m, n)$ [9], а $K_{mn} = \frac{(m+n-1)!}{(m-1)!(n-1)!}$ для целых m и n.

β-распределение, как и другие распределения, может быть охарактеризовано четырьмя показателями: математическим ожиданием и коэффициентами вариации, асимметрии и эксцесса, которые формируются параметрами a, b, m и n [10]:

$$\mathrm{Mx}_\beta = \frac{an+bm}{m+n};$$

$$\mathrm{Kv}_\beta = \frac{b-a}{bm+an}\sqrt{\frac{mn}{m+n+1}};$$

$$\mathrm{As}_\beta = 2\,\frac{n-m}{m+n+2}\sqrt{\frac{m+n+1}{mn}};$$

$$\mathrm{Ex}_\beta = 6\,\frac{(n-m)^2(m+n+1)-mn(m+n+2)}{mn\,(m+n+2)(m+n+3)}.$$

На практике, зная численные значений аналогичных показателей $Mx_в$, $Kv_в$, $As_в$ и $Ex_в$ для выборки X, требуется решать задачу синтеза, то есть подобрать такие параметры a, b, m и n β-распределения, чтобы выполнялось условие:

$$\left[\mathrm{Mx}_\beta, \mathrm{Kv}_\beta, \mathrm{As}_\beta, \mathrm{Ex}_\beta\right]^{\mathrm{T}} = [\mathrm{Mx}_в, \mathrm{Kv}_в, \mathrm{As}_в, \mathrm{Ex}_в]^{\mathrm{T}}. \tag{6}$$

В результате алгебраических преобразований получаем:

$$\begin{bmatrix} m \\ n \end{bmatrix} = \frac{U}{2}\left[1 \mp \frac{\mathrm{As}_в(U+2)}{\sqrt{16(U+1)+\mathrm{As}_в{}^2(U+2)^2}}\right], \tag{7}$$

$$\begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = \mathrm{Mx}_в\left[1 \mp \mathrm{Kv}_в\sqrt{\left(\frac{n}{m}\right)^{\mp 1}(U+1)}\right], \tag{8}$$

где $U = 6\,\frac{2-\mathrm{As}_в{}^2+\mathrm{Ex}_в}{3\mathrm{As}_в{}^2-2\mathrm{Ex}_в}$ – комплексный параметр.

Рассмотрим изложенный подход на примерах.

Пример 1. В книге [11] в табл. 15 (из-за ограниченности объема статьи здесь не приводится) представлены данные полувековых (N=50) наблюдений за среднегодовыми расходами воды (м^3/с) в одной из рек, являющихся случайными величинами, по которым можно давать прогнозы о возможных подтоплениях (рис. 1 а). В результате чего сформирована выборка $X_1 = \{x_1,\ldots, x_{50}\}$, характеризующаяся величинами Mx$_в$=515, Kv$_в$=0,613, As$_в$=0,516, Ex$_в$= -0,588 и представленная в виде гистограммы $G_1(6,\gamma)$ на рис. 2.

Поскольку полученная гистограмма не соответствует какому-либо из известных законов распределения, принято решение описать ее β-распределением 1-го рода. В результате расчетов по выражениям (7, 8) получены параметры m=1,190, n=2,293, a=34,41, b=1442,39, а выражение (5) для плотности β-распределением 1-го рода принимает конкретный вид:

$$\varphi_1(x) = 4{,}707\cdot 10^{-8}(x-34{,}41)^{0{,}190}(1442{,}39-x)^{1{,}293}. \quad (9)$$

Однако проверка по критерию Пирсона дала отрицательный результат: вычисленная по выражению (1) величина χ^2 = 0,9 при v=6-4-1=1 по таблице [9] дала незначительную величину доверительной вероятности q.

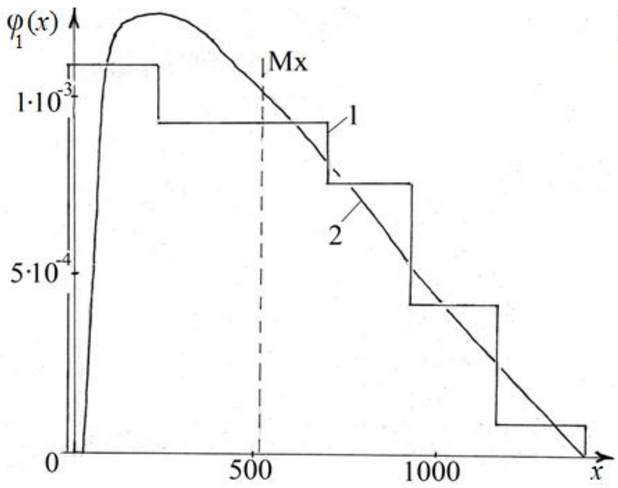

Рис. 2. **Сопоставление гистограммы (1) и соответствующей ей плотности β-распределения 1-го рода (2)**

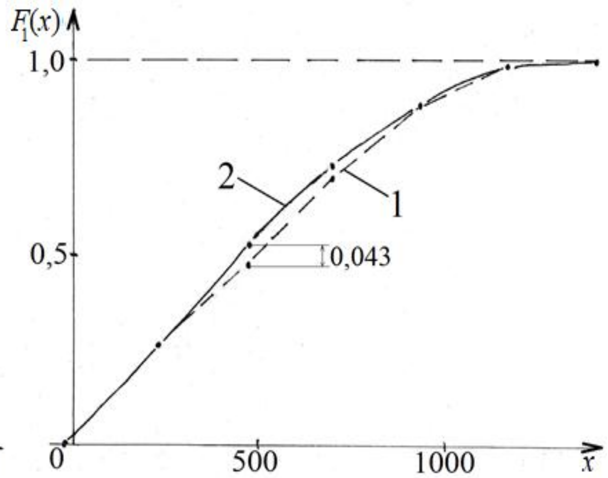

Рис. 3. **Сопоставление кумуляты (1) гистограммы и функции β-распределения 1-го рода (2)**

Проверка по критерию Колмогорова (рис. 3) после вычисления параметра z по формуле (2) $z = \sqrt{50}\cdot|0{,}480-0{,}523)|$ =0,304 с последующим определением по выражению (3) q(0,304)=1, наоборот, показала полное соответствие найденного β-распределения (9) статистическим данным X_1.

Проверка по выражению (4) также позволила установить соблюдение условия (6), ввиду чего q_M=1. В том, что статистические данные X_1 хорошо описываются β-распределением 1-го рода, можно убедиться и визуально по рис. 2, 3.

Например, если среднегодовой расход воды превышает 1 000 м^3/с, то это приводит к подтоплению территорий. Вероятность такого события находим, используя выражение (9):

$$p = 4{,}707\cdot 10^{-8}\int_{1000}^{1442{,}39}(x-34{,}41)^{0{,}190}(1442{,}39-x)^{1{,}293}dx \approx 0{,}0667 = 6{,}67\%.$$

Пример 2. В книге [12] в табл. 6.1 представлены данные о многолетних наблюдениях за сейсмической активностью на руднике, в результате чего сформирована выборка $X_2 = \{x_1, \ldots, x_{53}\}$ из N=53 значений энергетических классов сейсмических событий, являющихся случайными величинами, по которым можно давать прогнозы о разрушительности землетрясений (рис. 1 б). По выборке X_2, характеризующейся величинами $Mx_в$=5,921, $Kv_в$=0,0645, $As_в$=1,928, $Ex_в$=3,036, построена гистограмма $G_2(6, \gamma)$, приведенная на рис. 4. Требуется описать выборку X_2 β-распределением 1-го рода.

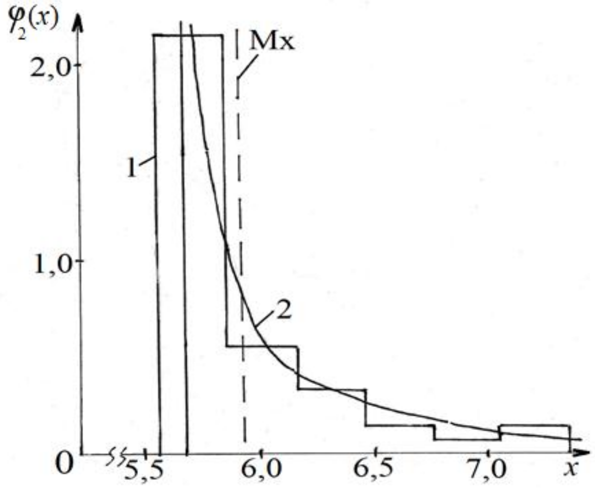

Рис. 4. **Сопоставление гистограммы (1) и соответствующей ей плотности β-распределения 1-го рода (2)**

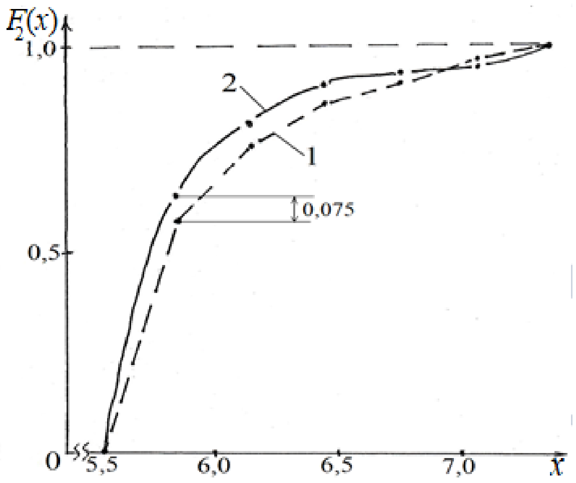

Рис. 5. **Сопоставление кумуляты (1) гистограммы и функции β-распределения 1-го рода (2)**

В результате расчетов по выражениям (7, 8) получены параметры m=0,2094, n=1,3491, a=5,680, b=7,471, а выражение (5) для плотности β-распределением 1-го рода принимает вид:

$$\varphi_2(x) = 0{,}2132(x - 5{,}680)^{-0{,}7906}(7{,}471 - x)^{0{,}3491}, \quad (10)$$

также приведенная на рис. 4.

Однако, как и в предыдущем примере, проверка по критерию Пирсона дала отрицательный результат: вычисленная по выражению (1) величина χ^2 =2,23 при ν=6-4-1=1 по таблице [9] дала незначительную величину доверительной вероятности q.

Проверка по критерию Колмогорова (рис. 5) после вычисления параметра z по формуле (2) $z = \sqrt{53} \cdot |0{,}642 - 0{,}567)|$ =0,546 с последующим определением по выражению (3) q(0,546)≈0,926, наоборот, показала хорошее соответствие найденного β-распределения (10) статистическим данным X_2.

Проверка по выражению (4) также позволила установить соблюдение условия (6), ввиду чего q_M=1. В том, что статистические данные X_2 также хорошо описываются β-распределением 1-го рода, можно убедиться и визуально – по рис. 4, 5.

Например, если среднегодовые значения энергетических классов сейсмических событий будут превышать 7,0, то это приводит к риску разрушительных землетрясений. Вероятность таких событий находим, используя выражение (10):

$$p = 0{,}2132 \int_{7{,}0}^{7{,}471} (x - 5{,}680)^{-0{,}7906}(7{,}471 - x)^{0{,}3491} dx \approx 0{,}0413 = 4{,}13\,\%.$$

В завершение данного примера можно заметить, что гистограмму $G_2(6, \gamma)$ на рис. 4 можно было бы попробовать описать смещенным экспоненциальным распределением. Но, во-первых, критерий Пирсона вряд ли показал бы хорошую доверительную вероятность, а оценка q_M по выражению (4) была бы значительно меньше 1.

Заключение

Таким образом, в статье показана актуальность обработки статистических данных о природных процессах, приводящим к ЧС и отрицательно сказывающихся на экологической обстановке. Приведены сведения об определении согласованности выборок случайных величин параметров таких процессов известным законам распределения с использованием критериев Пирсона и Колмогорова, а также согласованности математических ожиданий и коэффициентов вариации, асимметрии и эксцесса выборки случайных величин и закона распределения.

Показано, что в качестве универсального аппроксимирующего закона может быть принято β-распределение 1-го рода и выведены аналитические выражения для нахождения его параметров. На примерах статистики о среднегодовых расходах воды в реке и энергетических параметрах сейсмических событий выведены аналитические выражения для соответствующих плотностей вероятности β-распределений 1-го рода. С их использованием оценены вероятности наступления негативных событий по пороговым значениям среднегодового расхода воды и энергетического параметра сейсмических событий соответственно.

Вышеуказанное свидетельствует о возможности эффективного использования β-распределения 1-го рода для анализа статистических данных широкого класса природных и техногенных процессов.

Список источников

1. Обоснование метода нормирования уровня нефтяного загрязнения почв на территории объектов добычи и транспортировки нефти в Арктической зоне / А.А. Макоско [и др.] // Арктика, экология и экономика. 2024. Т. 4. № 4. С. 585–595.

2. Цховребов Э.С. О подходах к прогнозированию чрезвычайных ситуаций с экологическими последствиями // Столыпинский вестник. 2024. № 1. С. 402–412.

3. Акимов В.А. Моделирование и прогнозирование чрезвычайных ситуаций природного характера // XXI век. Техносферная безопасность. 2024. Т. 9. № 1. С. 100–108.

4. Фомин А.И., Овчинников А.В., Бесперстов Д.А. Анализ чрезвычайных ситуаций и их последствий в Российской Федерации и за рубежом // Вестник НЦ ВостНИИ. 2023. № 2. С. 73–80.

5. Сунь Есинь. Управление чрезвычайными ситуациями и глобализация: вызовы современности // Известия Саратовского университета. Новая серия. Сер.: Социология. Политология. 2023. Т. 23. Вып. 4. С. 474–481.

6. Киреева Т.В. К вопросу об анализе техногенных чрезвычайных ситуаций // Международный журнал гуманитарных и естественных наук. 2023. № 4-3 (79). С. 67–69.

7. Лопачук О.Н. Экономическая оценка ущерба от чрезвычайных ситуаций: опыт Республики Беларусь // Прогрессивная экономика. 2023. № 8. С. 21–36.

8. Статистический анализ чрезвычайных ситуаций природного характера в мире и на территории Российской Федерации / Д.С. Королев [и др.] // Техносферная безопасность. 2023. № 3 (40). С. 130–138.

9. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. 4-е изд. стер. М.: Изд-во «Т8 RUGRAM», 2022. 576 с.

10. Таранцев А.А. Случайные величины и работа с ними. 2-е изд., перераб. и доп. СПб.: ИД «Петрополис», 2011. 160 с.

11. Ивахненко А.Г. Долгосрочное прогнозирование и управление сложными системами. Киев: «Техніка», 1975. 312 с.

12. Завьялов Д.А. Среднесрочный прогноз землетрясений. Основы. Методика. Реализация. М.: Наука, 2006. 254 с.

References:

1. Obosnovanie metoda normirovaniya urovnya neftyanogo zagryazneniya pochv na territorii ob"ektov dobychi i transportirovki nefti v Arkticheskoj zone / A.A. Makosko [i dr.] // Arktika, ekologiya i ekonomika. 2024. T. 4. № 4. S. 585–595.

2. Ckhovrebov E.S. O podhodah k prognozirovaniyu chrezvychajnyh situacij s ekologicheskimi posledstviyami // Stolypinskij vestnik. 2024. № 1. S. 402–412.

3. Akimov V.A. Modelirovanie i prognozirovanie chrezvychajnyh situacij prirodnogo haraktera // HKHI vek. Tekhnosfernaya bezopasnost'. 2024. T. 9. № 1. S. 100–108.

4. Fomin A.I., Ovchinnikov A.V., Besperstov D.A. Analiz chrezvychajnyh situacij i ih posledstvij v Rossijskoj Federacii i za rubezhom // Vestnik NC VostNII. 2023. № 2. S. 73–80.

5. Sun' Esin'. Upravlenie chrezvychajnymi situaciyami i globalizaciya: vyzovy sovremennosti // Izvestiya Saratovskogo universiteta. Novaya seriya. Ser.: Sociologiya. Politologiya. 2023. T. 23. Vyp. 4. S. 474–481.

6. Kireeva T.V. K voprosu ob analize tekhnogennyh chrezvychajnyh situacij // Mezhdunarodnyj zhurnal gumanitarnyh i estestvennyh nauk. 2023. № 4-3 (79). S. 67–69.

7. Lopachuk O.N. Ekonomicheskaya ocenka ushcherba ot chrezvychajnyh situacij: opyt Respubliki Belarus' // Progressivnaya ekonomika. 2023. № 8. S. 21–36.

8. Statisticheskij analiz chrezvychajnyh situacij prirodnogo haraktera v mire i na territorii Rossijskoj Federacii / D.S. Korolev [i dr.] // Tekhnosfernaya bezopasnost'. 2023. № 3 (40). S. 130–138.

9. Ventcel' E.S. Teoriya veroyatnostej. 4-e izd. ster. M.: Izd-vo «T8 RUGRAM», 2022. 576 s.

10. Tarancev A.A. Sluchajnye velichiny i rabota s nimi. 2-e izd., pererab. i dop. SPb.: ID «Petropolis», 2011. 160 s.

11. Ivahnenko A.G. Dolgosrochnoe prognozirovanie i upravlenie slozhnymi sistemami. Kiev: «Tekhnika», 1975. 312 s.

12. Zav'yalov D.A. Srednesrochnyj prognoz zemletryasenij. Osnovy. Metodika. Realizaciya. M.: Nauka, 2006. 254 s.

Информация о статье:
Статья поступила в редакцию: 03.06.2025; одобрена после рецензирования: 18.07.2025;
принята к публикации: 20.07.2024

The information about article:
The article was submitted to the editorial office: 03.06.2025; approved after review: 18.07.2025;
accepted for publication: 20.07.2025

Информация об авторах:
Малыгин Игорь Геннадьевич, директор Института проблем транспорта им. Н.С. Соломенко Российской академии наук (199178, Санкт-Петербург, 12-я Линия В.О., д. 13); профессор кафедры Санкт-Петербургского университета ГПС МЧС России (196105, Санкт-Петербург, Московский пр., д. 149), доктор технических наук, профессор, e-mail: malygin_com@mail.ru, SPIN-код: 7602-1628
Таранцев Александр Алексеевич, заведующий лабораторией Института проблем транспорта им. Н.С. Соломенко Российской академии наук (199178, Санкт-Петербург, 12-я Линия В.О., д. 13); профессор кафедры Санкт-Петербургского университета ГПС МЧС России (196105, Санкт-Петербург, Московский пр., д. 149), доктор технических наук, профессор, e-mail: t_54@mail.ru, SPIN-код: 1076-8133
Васьков Виктор Тихонович, старший научный сотрудник Института проблем транспорта им. Н.С. Соломенко Российской академии наук (199178, Санкт-Петербург, 12-я Линия В.О., д. 13), кандидат технических наук, e-mail: vpetr.v@yandex.ru
Шупнёв Дмитрий Сергеевич, заместитель начальника кафедры Санкт-Петербургского университета ГПС МЧС России (196105, Санкт-Петербург, Московский пр., д. 149), кандидат технических наук, e-mail: shupnev.d@igps.ru, SPIN-код: 9333-8745

Information about authors:
Malygin Igor G., director of the N.S. Solomenko institute of transport problems of the Russian academy of sciences (199178, Saint-Petersburg, 12th Line V.O., 13); professor of the department of Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia (196105, Saint-Petersburg, Moskovsky ave., 149), doctor of technical sciences, professor, e-mail: malygin_com@mail.ru, SPIN: 7602-1628
Tarantsev Alexander A., head of the laboratory of the N.S. Solomenko institute of transport problems of the Russian academy of sciences (199178, Saint-Petersburg, 12th Line V.O., 13); professor of the department of Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia (196105, Saint-Petersburg, Moskovsky ave., 149), doctor of technical sciences, professor, e-mail: t-54@mail.ru, SPIN: 1076-8133
Vas'kov Viktor T., senior researcher of the N.S. Solomenko institute of transport problems of the Russian academy of sciences (199178, Saint-Petersburg, 12th Line V.O., 13), candidate of technical sciences, e-mail: vpetr.v@yandex.ru
Shupnev Dmitriy S., deputy head of the department of Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia (196105, Saint-Petersburg, Moskovsky ave., 149), candidate of technical sciences, e-mail: shupnev.d@igps.ru, SPIN: 9333-8745