Научная статья
УДК 614.841+519.25; 614.844; DOI: 10.61260/2218-130X-2026-1-22-29

О ЗАДАЧЕ ПОДБОРА ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДЛЯ ВЫБОРОК СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН И ЕЕ ПРАКТИЧЕСКОЕ ПРИМЕНЕНИЕ В ИНТЕРЕСАХ МЧС РОССИИ

✉Таранцев Александр Алексеевич.
Институт проблем транспорта им. Н.С. Соломенко РАН, Санкт-Петербург, Россия.
Матвеев Александр Владимирович;
Шупнёв Дмитрий Сергеевич.
Санкт-Петербургский университет ГПС МЧС России, Санкт-Петербург, Россия.
Шупнёв Иван Дмитриевич.
Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, Россия
✉*t__54@mail.ru*

Аннотация. Приведены сведения о законах распределения непрерывных случайных величин, показана возможность их идентификации двойными символами: латинскими или греческими буквами. Приведена чашеобразная диаграмма в координатах «асимметрия – эксцесс», где эти законы представлены в виде точек, кривых и областей, что позволяет ускорить подбор законов распределения, соответствующих исследуемой выборке случайных величин.

Показано, что наиболее универсальным является β-распределение 1-го рода, характеризующееся, как и выборка случайных величин, четырьмя показателями: матожиданием и коэффициентами вариации, асимметрии и эксцесса. Приведены аналитические выражения, позволяющие определять параметры β-распределение 1-го рода по вышеуказанным показателям выборки случайной величины, а также ограничения применимости β-распределение 1-го рода. Приведены примеры нахождения параметров β-распределения 1-го рода для различных выборок случайных величин, что может представлять интерес для специалистов МЧС России.

Ключевые слова: выборка случайных величин, законы распределения, чашеобразная диаграмма, бета-распределение

Для цитирования: О задаче подбора закона распределения для выборок случайных величин / А.А. Таранцев [и др.] // Научно-аналитический журнал «Вестник Санкт-Петербургского университета Государственной противопожарной службы МЧС России». 2026. № 1. С. 22–29. DOI: 10.61260/2218-130X-2026-1-22-29

Scientific article

ON THE PROBLEM OF SELECTING A DISTRIBUTION LAW FOR SAMPLES OF RANDOM VARIABLES AND ITS PRACTICAL APPLICATION IN THE INTERESTS OF EMERCOM OF RUSSIA

✉Tarantsev Alexander A.
Solomenko N.S. Institute of Transport Problems of the Russian Academy of Sciences, Saint Petersburg, Russia.
Matveev Alexander V.;
Shupnev Dmitry S.
Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia, Saint-Petersburg, Russia.
Shupnev Ivan D.
Saint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, Saint-Petersburg, Russia
✉t__54@mail.ru

Abstract. The paper provides information about the distribution laws of continuous random variables and shows how they can be identified using double symbols: Latin or Greek letters. It also includes a frequency diagram in the «asymmetry – excess» coordinates, where these laws are represented as points, curves, and regions, which helps to speed up the selection of distribution laws that match the sample of random variables being studied.

It is shown that the most universal is the 1st kind β-distribution, characterized, as well as a sample of random variables, by four indicators: the mean and coefficients of variation, asymmetry and excess. Analytical expressions are given, allowing to determine the parameters of the 1st kind β-distribution by the above-mentioned indicators of the random variable sample, as well as the limitations of the applicability of the 1st kind β-distribution. Examples of finding the parameters of the 1st kind β-distribution for various samples of random variables are given, which may be of interest for specialists of EMERCOM of Russia.

Keywords: random variable sample, distribution laws, bowl chart, beta distribution

For citation: On the problem of selecting a distribution law for samples of random variables and its practical application in the interests of EMERCOM of Russia / A.A. Tarantsev [el al.] // Scientific and analytical journal «Vestnik Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia». 2026. № 1. P. 22–29. DOI: 10.61260/2218-130X-2026-1-22-29

Введение

Важным условием оптимизации деятельности пожарной охраны в частности и МЧС России в целом является изучение статистических данных, например, о пожарах [1], обильных осадках [2], землетрясениях [3], экологических происшествиях [4] и других природных и техногенных чрезвычайных ситуаций (ЧС). При этом ЧС могут характеризоваться показателями, имеющими случайный характер (количество пожаров, скорость ветра, уровень воды в реке, число сейсмических событий и т.п.) и вид N-мерной репрезентативной выборки соответствующей случайной величины (СВ): $x=[x_1,\ldots,x_N]$.

При этом одной из актуальных задач является идентификация СВ – соотнесение её какому-либо из известных законов распределения [5], число которых может достигать нескольких десятков [6, 7].

Методы исследования

При соотнесении выборки СВ x какому-либо известному закону распределения следует иметь ввиду, что и выборка x, и закон распределения характеризуются четырьмя показателями: матожиданием Mx, дисперсией D (вместо неё может использоваться безразмерный коэффициент вариации $Kv=D^{0,5}/Mx$) и безразмерные коэффициенты асимметрии As и эксцесса Ex. Для облегчения задачи нахождения закона распределения, соответствующего выборке x, в работе [7] приведена специальная чашеобразная диаграмма, на которой в координатах «асимметрия – эксцесс» (As, Ex) представлены законы распределения СВ (рис. 1).

Также в работе [7] было предложено обозначать законы распределения двумя латинскими буквами (по аналогии с химическими элементами), а иногда греческими буквами. Примеры таких законов для непрерывных СВ: Ar – арксинуса, Be – биэкспоненциальный, Bu – Барра, Cr – Шарлье, Dp – дробно-полиномиальный, Ek – экспоненциальный, Ep – экспоненциально-показательный, Er – Эрланга, Ga – γ-распределение, Gn – нормальный (Гаусса), Gs – усеченный нормальный, G^{I} – гиперэкспоненциальный 1-го порядка, La – Лапласа, Ln – логнормальный, Ma – Максвелла, Pn – полунормальный, Re – Рэлея, Rn – равномерной плотности, St – t-распределение (Стьюдента), Tr – трапециедальный, Ts – треугольный (Симпсона), We – Вейбулла, β^{I} – бета-распределение 1-го рода, χ^2 – хи-квадрат (Пирсона). В работе [7] приведено более 60-ти законов с их плотностями $\varphi(x)$ и функциями $F(x)$ распределения, параметрами, начальными и центральными моментами, областями применения и др. Аналогичная информация приведена в более ранней работе [6].

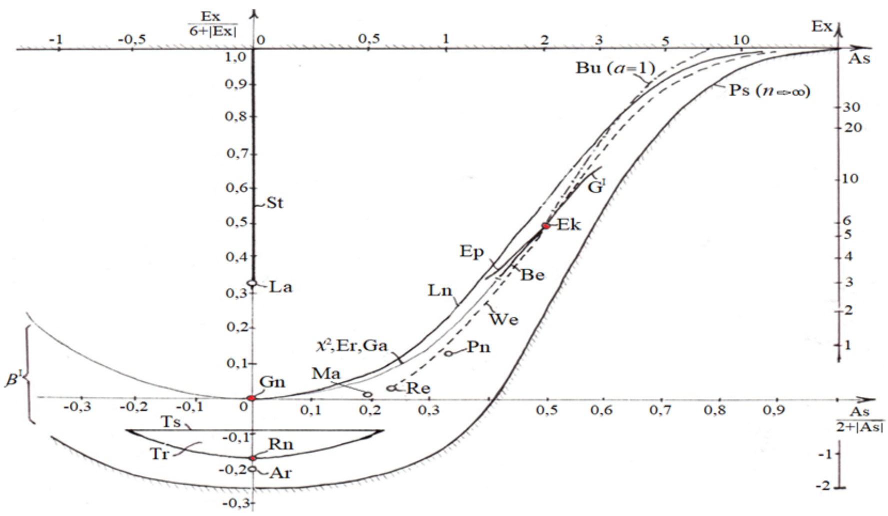

Рис. 1. **Диаграмма «асимметрия – эксцесс» для выбора закона распределения выборки случайной величины по величинам (As, Ex)**

Законы распределения различаются как по охвату диапазона СВ (от всей оси ($-\infty < x < +\infty$) до интервала $x \in [a, b]$), так и по числу параметров p. Например, нормальный закон Gn охватывает весь диапазон $x \in (-\infty < x < +\infty)$ и имеет два (p=2) параметра – математическое ожидание Mx и дисперсию D, а экспоненциальный закон Ek применим только для положительных СВ $x > 0$ и имеет один параметр λ. Некоторые законы распределения СВ в координатах «диапазон СВ x – число параметров p закона» приведены в таблице.

Таблица

Некоторые законы распределения в координатах «диапазон СВ – число параметров p закона»

p	Диапазон аргумента x		
	$x \in (-\infty, +\infty)$	$x > 0$	$x \in (a, b)$
1		Ek, Ma, Pn, Re, χ^2	
2	Gn, La, St	Be, Bu, Ep, Er, Ga, G^{I}, Ln, We	Ar, Rn
3			Ts
4			Dp, Gs, Tr, β^{I}

Выборку СВ x удобно представлять в виде гистограммы $г(x)$ [8]. Принципиальным моментом является оценка правильности соотнесения подобранного закона распределения СВ выборке x или представляющей её гистограмме $г(x)$. Для этого часто используются критерии Пирсона и Колмогорова [7, 8].

Критерий Пирсона является достаточно строгим, он учитывает как расхождение между гистограммой $г(x)$ и плотностью $\varphi(x)$ закона распределения, так и объём N выборки x, число разрядов L гистограммы и число p параметров закона. Однако при малых значениях плотности $\varphi(x)$, приходящейся на i-й разряд с ненулевым «весом» p_i, он может давать погрешность в определении доверительной вероятности $P_{дов}$ соответствия подобранного закона распределения выборке x.

Критерий Колмогорова менее строгий, он основывается на наибольшей разнице между функциями распределения гистограммы $F_г(x)$ и подобранного закона $F_з(x)$, не учитывает число p параметров закона. Получено упрощённое выражение для оценки $P_{дов}$ [7]:

$$P_{\text{дов}} \approx \begin{cases} 1 \text{ при } z < 0{,}4 \\ 1{,}0542 - 2{,}2351z + 11{,}799z^2 - 20{,}586z^3 + 10{,}418z^4, z \in [0{,}4; 0.8] \\ < 0{,}5 \text{ при } z > 0{,}8, \end{cases} \qquad (1)$$

где $z = \max|\, F_з(x) - F_г(x)|\sqrt{N}$.

В работе [7] предложен и другой подход, основанный на том, что если показатели выборки $[\text{Mx}, \text{Kv}, \text{As}, \text{Ex}]_\text{В}$ близки к аналогичным показателям закона распределения $[\text{Mx}, \text{Kv}, \text{As}, \text{Ex}]_З$, то можно полагать, что подобранный закон распределения соответствует выборке x. А для законов распределения с четырьмя параметрами (p=4), у которых вышеуказанные показатели совпадают с показателями выборки, доверительная вероятность $P_{дов}\to 1$. К числу законов с p=4 относятся дробно-полиномиальный Dp, усеченный нормальный Gs, трапециедальный Tr, и β^{I}. Из них наиболее универсальным является β-распределение 1-го рода $\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{I}}$, плотность которого имеет вид [6]:

$$\varphi(x) = \frac{(x-a)^{m-1}(b-x)^{n-1}}{B(m,n)(b-a)^{m+n-1}}, \qquad (2)$$

где a, b, m, n – параметры закона; $B(m,n)$ – β-функция [9].

Получены выражения для параметров a, b, m и n в зависимости от показателей выборки x $[\text{Mx}, \text{Kv}, \text{As}, \text{Ex}]_\text{В}$, которые приведены в работе [5]:

$$\begin{bmatrix} m \\ n \end{bmatrix} = \frac{U}{2}\left[1 \mp \frac{\text{As}_\text{в}(U+2)}{\sqrt{16(U+1)+\text{As}_\text{в}{}^2(U+2)^2}}\right], \qquad (3)$$

$$\begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = \text{Mx}_\text{в}\left[1 \mp \text{Kv}_\text{в}\sqrt{\left(\frac{n}{m}\right)^{\mp 1}(U+1)}\right], \qquad (4)$$

где U – комплексный параметр; зависящий от коэффициентов асимметрии и эксцесса выборки СВ x.

При использовании выражений (3) и (4) должно выполняться условие:

$$\text{As}_\text{в}^2 - 2 < \text{Ex}_\text{в} < 1{,}5\text{As}_\text{в}^2, \qquad (5)$$

которому на рис. 1 соответствует область значений As и Ex.

Выражения (3) и (4) с условием (5) могут эффективно применяться для решения прикладных задач представления выборки СВ x или её гистограммы $г(x)$ β-распределением 1-го рода β^{I}.

Результаты исследований

Эффективность представления бета-распределением 1-го рода β^{I} выборки x может быть проиллюстрирована на примерах.

Пример 1. Одним из ключевых показателей результативности деятельности пожарной охраны в регионах Российской Федерации является процент пожаров, потушенных по 1-му номеру (без привлечения дополнительных подразделений) от общего числа пожаров. В отчёте [1] приведены сведения по 85 регионам и крупным городах о проценте таких пожаров (здесь не приводится ввиду ограниченности объёма статьи) в виде выборки СВ x показателями: $Mx_в$=47,3, $Kv_в$=0,4149, $As_в$= -0,08215, $Ex_в$= -0,8295. Построенная по выборке x гистограмма приведена на рис. 2-а.

Как следует из диаграммы на рис. 1, для выборки x наиболее подходит только β-распределение 1-го рода β^{I}. Поскольку условие (5) соблюдается, параметры β^{I} были получены по выражениям (3) и (4): a=0,1736, b=89,46, m=2,195, n=1,963. Выражение (2) для плотности бета-распределения 1-го рода принимает конкретный вид:

$$\varphi_1(x) = 4{,}6959 \cdot 10^{-6}(x - 0{,}1736)^{1{,}195}(89{,}46 - x)^{0{,}963}. \quad (6)$$

Насколько хорошо подобранное распределение с плотностью $\varphi_1(x)$ (6) соответствует гистограмме $г(x)$ выборки x, можно убедиться из рис. 2-а.

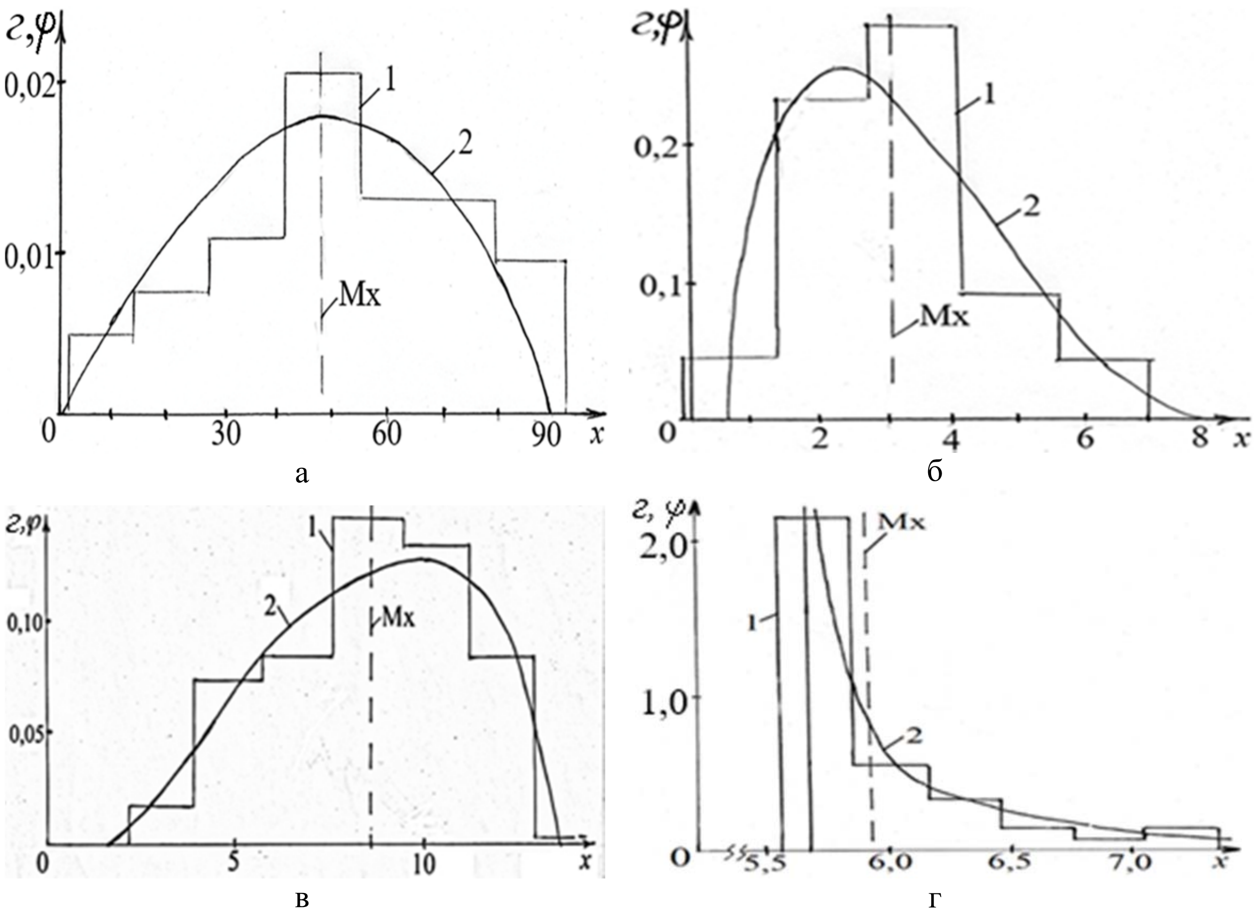

Рис. 2. **Гистограммы (1) и аппроксимирующие их плотностью *β*-распределения 1-го рода (2) применительно к проценту потушенных пожаров по первому номеру (а), к количеству осадков в районе аэродрома (б), к среднегодовому количеству природных ЧС (в) и к количеству данных о сейсмической активности (г)**

Пример 2. Важным условием успешной работы авиации (в том числе при ликвидации ЧС) является готовность аэродромов. Это, в свою очередь, зависит от количества осадков. Такая статистика в виде выборки x приведена в книге [2] (в табл.9) и имеет показатели: $Mx_в$=3,0607, $Kv_в$=0,4735, $As_в$=0,4857, $Ex_в$= -0,4565. Построенная по выборке x гистограмма приведена на рис. 2-б.

Поскольку условие (5) выполняется, для данной выборки было подобрано β-распределение 1-го рода с параметрами a=0,5609, b=7,968, m=1,6337, n=3,207, а выражение (2) принимает вид:

$$\varphi_2(x) = 3{,}9598 \cdot 10^{-3}(x - 0{,}5609)^{0{,}6337}(7{,}968 - x)^{2{,}207}. \quad (7)$$

Подобранное распределение с плотностью $\varphi_2(x)$ (7) вполне соответствует гистограмме $г(x)$ выборки x, в чем можно убедиться из рис. 2-б. Следует заметить, что в работе [2] предпринята попытка подобрать для выборки x γ-распределение. Но его область определения не ограничена справа ($x \in (0,\infty)$), что делает это распределение не соответствующим физике процесса, поскольку максимальное количество осадков всегда ограничено.

Пример 3. В работе [10] (в табл. 6.8) приведены данные о ЧС, полученные по результатам 90-летних наблюдений, в результате чего получена выборка x (ввиду ограниченного объёма статьи здесь не приводится) с показателями: $Mx_в$=8,68, $Kv_в$=0,318, $As_в$=-0,256, $Ex_в$=-0,780. Построенная по данной выборке гистограмма приведена на рис. 2-в.

Условие (5), как и ранее, выполняется, что позволило для данной выборки подобрать β-распределение 1-го рода с параметрами a=1,40, b=13,86, m=2,304, n=1,639, ввиду чего выражение (2) принимает вид:

$$\varphi_3(x) = 3{,}1894 \cdot 10^{-3}(x - 1{,}40)^{1{,}304}(13{,}86 - x)^{0{,}639}. \quad (8)$$

Подобранное β-распределение с плотностью $\varphi_3(x)$ (8) соответствует гистограмме $г(x)$ выборки x, что следует из рис. 2-в.

Пример 4. В книге [3] (в табл.6.1 (также здесь не приводится) представлены данные о многолетних наблюдениях за сейсмической активностью, в результате чего сформирована выборка x из N=53 значений энергетических классов сейсмических событий, являющихся СВ, по которым можно давать прогнозы о разрушительности землетрясений с последующими экологическими инцидентами. По выборке x, характеризующейся величинами $Mx_в$=5,921, $Kv_в$=0,0645, $As_в$=1,928, $Ex_в$=3,036, построена гистограмма $г(x)$, приведенная на рис. 2-г.

Поскольку условие (5) выполняется, для выборки x было подобрано β-распределение 1-го рода с параметрами a=5,680, b=7,471, m=0,2094, n=1,3491. Выражение (2) при этом принимает вид:

$$\varphi_4(x) = 0{,}2132(x - 5{,}680)^{-0{,}7906}(7{,}471 - x)^{0{,}3491}. \quad (9)$$

Подобранное β-распределение с плотностью $\varphi_4(x)$ (9) соответствует гистограмме $г(x)$ выборки x, что видно из рис. 2-г. В этом и предыдущих примерах очевидно: $P_{дов} \to 1$.

Пример 5. В рамках оценки влияния экологии на здоровье населения были за 2005–2023 гг. собраны данные о среднегодовой заболеваемости населения на 1 000 чел. по регионам и некоторым городам Российской Федерации, в результате чего сформирована выборка x из N=96 значений. Показатели этой выборки: $Mx_в$=816, $Kv_в$=0,207, $As_в$=0,835, $Ex_в$=1,820.

Однако условие (5) не выполняется, так как $\mathrm{Ex_в} > 1{,}5\mathrm{As_в^2}$, то есть $1{,}820 > 1{,}5 \cdot 0{,}835^2 = 1{,}046$. Это означает, что для указанной выборки x подобрать β-распределение 1-го рода *невозможно*. Как и любое другое, в чём можно убедиться из диаграммы на рис. 1. Причина в том, что влияние экологии на здоровье населения – очень сложные процесс, требующий большого комплекса исследований.

Заключение

Таким образом, в работе приведены сведения о законах распределения непрерывных СВ, показана возможность их идентификации двойными символами: латинскими или греческими буквами. Приведена чашеобразная диаграмма в координатах (As, Ex), где эти законы представлены в виде точек, кривых и областей, что позволяет ускорить подбор законов распределения, соответствующих исследуемой выборке СВ.

Показано, что наиболее универсальным является β-распределение 1-го рода β^{I}, характеризующееся, как и выборка СВ, четырьмя показателями: Mx, Kv, As и Ex. Приведены аналитические выражения, позволяющие определять параметры β^{I}: a, b, m и n по вышеуказанным показателям выборки СВ x, а также ограничения применимости β-распределения 1-го рода. Приведены примеры нахождения плотности β-распределения 1-го рода для различных выборок СВ x, которые могут представлять интерес для специалистов МЧС России.

В перспективе планируется рассмотреть вопросы, связанные с взаимодействием законов распределения СВ: арифметические, алгебраические и логические действия.

Список источников

1. Отчет о работе «Анализ данных об оперативном реагировании и действиях пожарных подразделений при тушении крупных пожаров». ФГБУ ВНИИПО МЧС России, Балашиха, 2025. 140 с.

2. Пановский Г.А., Брайер Г.В. Статистические методы в метеорологии. Изд. 2-е. Л.: Гидрометеоиздат, 1972. 210 с.

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

4. 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. 14. № 4. С. 585–595.

5. 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.

6. Вадзинский Р.Н. Справочник по вероятностным распределениям. СПб.: Наука, 2001. 295 с.

7. Таранцев А.А. Случайные величины и работа с ними / Учебно-методическое пособие. Изд. 2-е, перераб. и доп. СПб.: ИД Петрополис, 2011. 160 с.

8. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. Изд. 2-е, перераб. и доп. М.: ГИ Ф-МЛ, 1962. 564 с.

9. Бронштейн И.Н., Семендяев К.А. Справочник по математике для инженеров и учащихся ВТУЗов. 13-е изд. испр. М.: Наука, 1986. 544 с.

10. Пусь В.В. Аналитическая статистика. Учебное пособие для юристов. СПб.: Изд-во СПбЮИ Генпрокуратуры РФ, 2004. 108 с.

References

1. Otchet o rabote «Analiz dannyh ob operativnom reagirovanii i dejstviyah pozharnyh podrazdelenij pri tushenii krupnyh pozharov». FGBU VNIIPO MCHS Rossii, Balashiha, 2025. 140 s.

2. Panovskij G.A., Brajer G.V. Statisticheskie metody v meteorologii. Izd. 2-e. L.: Gidrometeoizdat, 1972. 210 s.

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

4. 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. 14. № 4. S. 585–595.

5. Opredelenie zakonomernostej v statisticheskih dannyh o parametrah prirodnyh chrezvychajnyh situacij / I.G. Malygin [i dr.] // Problemy upravleniya riskami v tekhnosfere. 2025. № 3 (75). S. 30–39.
6. Vadzinskij R.N. Spravochnik po veroyatnostnym raspredeleniyam. SPb.: Nauka, 2001. 295 s.
7. Tarancev A.A. Sluchajnye velichiny i rabota s nimi / Uchebno-metodicheskoe posobie. Izd. 2-e, pererab. i dop. SPb.: ID Petropolis, 2011. 160 s.
8. Ventcel' E.S. Teoriya veroyatnostej. Izd. 2-e, pererab. i dop. M.: GI F-ML, 1962. 564 s.
9. Bronshtejn I.N., Semendyaev K.A. Spravochnik po matematike dlya inzhenerov i uchashchihsya VTUZov. 13-e izd. ispr. M.: Nauka, 1986. 544 s.
10. Pus' V.V. Analiticheskaya statistika. Uchebnoe posobie dlya yuristov. SPb.: Izd-vo SPbYuI Genprokuratury RF, 2004. 108 s.

Информация о статье:
Статья поступила в редакцию: 26.12.2025; одобрена после рецензирования: 05.03.2026; принята к публикации: 12.03.2026

Information about the article:
The article was submitted to the editorial office: 26.12.2025; approved after review: 05.03.2026; accepted for publication: 12.03.2026

Информация об авторах:
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 организации пожаротушения и проведения аварийно-спасательных работ 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
Матвеев Александр Владимирович, заведующий кафедрой прикладной математики и безопасности информационных технологий Санкт-Петербургского университета ГПС МЧС России (196105, Санкт-Петербург, Московский пр., д. 149), кандидат технических наук, доцент, e-mail: fcvega_10@mail.ru, https://orcid.org/0000-0002-0778-3218, SPIN-код: 5778-8821
Шупнёв Дмитрий Сергеевич, заместитель начальника кафедры организации пожаротушения и проведения аварийно-спасательных работ 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
Шупнёв Иван Дмитриевич, Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения (190000, Санкт-Петербург, ул. Большая Морская, д. 67)

Information about the authors:
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 organization of fire fighting and emergency rescue operations 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
Matveev Alexander V., head of the department of applied mathematics and information technology security Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia (196105, Saint-Petersburg, Moskovsky ave., 149), candidate of technical sciences, associate professor, e-mail: fcvega_10@mail.ru, https://orcid.org/0000-0002-0778-3218, SPIN: 5778-8821
Shupnev Dmitriy S., deputy head of the department of organization of fire fighting and emergency rescue operations 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
Shupnev Ivan D., Saint Petersburg State university of aerospace instrumentation (190000, Saint-Petersburg, Bolshaya Morskaya st., 67)