

Вероятностный анализ распределения пиковой интенсивности землетрясений на примере г. Иркутска

Данил Андреевич Кармазинов¹, Татьяна Львовна Дмитриева²

^{1,2}Иркутский национальный исследовательский технический университет, г. Иркутск, Россия
Автор, ответственный за переписку: Кармазинов Данил Андреевич, dkarmazinov@gmail.com

Аннотация. Цель заключается в прогнозировании вероятности землетрясений заданного уровня интенсивности. Актуальность этой проблемы отмечается для сейсмоопасной зоны юга Иркутской области с расчетной интенсивностью колебаний до 9 баллов, где расположены крупные населенные пункты с развитым промышленным и гражданским строительством. Проанализированы данные по сейсмической активности Прибайкалья и Забайкалья с 1973–2020 гг., на основании которых, с использованием уравнения макросейсмического поля, получены значения интенсивности колебаний в г. Иркутске. Алгоритм прогнозирования крупных и средних землетрясений основан на использовании аппарата математической статистики и теории вероятности. На основе выборки максимальных значений интенсивности колебаний для каждого года за указанный период было составлено соответствующее эмпирическое распределение. Рассматривается возможность применения часто встречающихся функций распределения применительно к описанию распределения интенсивности сейсмических колебаний. Выявлено, что наиболее точное отражение статистических данных дает функция нормального распределения. Сделан вывод о том, что, используя данную функцию, можно определить не только вероятность колебаний высокой интенсивности, которые могут повлечь за собой серьезные разрушения, но также и наиболее вероятную пиковую годовую интенсивность колебаний, что может стать предпосылкой к проведению мероприятий, связанных с повышением сопротивляемости несущих конструкций зданий и сооружений фоновым сейсмическим воздействиям.

Ключевые слова: сейсмическая активность, землетрясение, математическая статистика, теория вероятностей, критерий Пирсона

Для цитирования: Кармазинов Д. А., Дмитриева Т. Л. Вероятностный анализ распределения пиковой интенсивности землетрясений на примере г. Иркутска // Известия вузов. Инвестиции. Строительство. Недвижимость. 2022. Т. 12. № 4. С. 570–578. <https://doi.org/10.21285/2227-2917-2022-4-570-578>.

Original article

Probabilistic analysis of peak intensity distribution of earthquakes on an example of Irkutsk

Danil A. Karmazinov¹, Tatiana L. Dmitrieva²

^{1,2}Irkutsk National Research Technical University, Irkutsk, Russia
Corresponding author: Danil A. Karmazinov, dkarmazinov@gmail.com

Abstract. This article discusses approaches to forecasting the earthquake odds of a given intensity level. This problem is relevant for the earthquake-prone zone in the south of the Irkutsk region characterised by an estimated intensity of shaking of up to 9 points, where large, populated areas having developed industrial and civil construction are located. The intensity values for Irkutsk were obtained using the analysed data on the seismic activity of the Baikal and Transbaikalia regions in 1973–2020 by the equation of the macroseismic field. The algorithm for predicting large and medium-sized earthquakes involves mathematical statistics and probability theory. A corresponding empirical distribution was derived on the basis of a sample of the maximum intensity values for the specified period in each year. The potential applicability of common distribution functions for describing the intensity distribution of

seismic vibrations was considered. It was established that the normal distribution function provides the most accurate description of statistical data. It was concluded that, by using this function, it is possible to determine the high-intensity vibration odds that can lead to serious destruction, as well as their most probable annual peak intensity, which may allow for measures ensuring the resistance of load-bearing structures of buildings to background seismic impacts.

Keywords: seismic activity, earthquake, mathematical statistics, probability theory, Pearson's criterion

For citation: Karmazinov D. A., Dmitrieva T. L. Probabilistic analysis of peak intensity distribution of earthquakes on an example of Irkutsk. *Izvestiya vuzov. Investitsii. Stroitel'stvo. Nedvizhimost' = Proceedings of Universities. Investment. Construction. Real estate*. 2022;12(4):570-578. (In Russ.). <https://doi.org/10.21285/2227-2917-2022-4-570-578>.

ВВЕДЕНИЕ

Вопрос прогноза крупных землетрясений и оценки их вероятности всегда был актуален для ученых-сейсмологов, а также инженеров-строителей, занятых проектированием и возведением зданий и сооружений в зонах повышенной сейсмической опасности. К таковым относится и Иркутская область.

Особенный интерес представляет прогноз крупных проявлений сейсмической активности, которые влекут за собой максимальный ущерб экономике в целом [1, 2] и фонду недвижимости в частности.

В ряде случаев работы по ликвидации последствий землетрясений являются проблемами государственного масштаба. Достаточно вспомнить знаменитое Таншаньское землетрясение, произошедшее 28 июля 1976 г. [3].

Таким образом, исследования по отысканию так называемых «предвестников землетрясения», которые бы давали наиболее полную и своевременную информацию о предстоящих изменениях сейсмической активности в регионе наблюдения, ставят своей целью возможность минимизировать последствия землетрясений. Так, следуя В. В. Кашковскому [4], в качестве предвестника может выступать резкое изменение концентрации гелия, что предшествовало ряду крупных землетрясений, таких, как землетрясения в г. Ашхабаде (1948 г.) и г. Ташкенте (1966 г.).

Однако в связи с большим числом случайных факторов, влияющих на конечные результаты измерения и повышающих конечную вероятность ложного прогноза, использование данной модели в настоящее время затруднительно и представляет собой отдельную задачу.

Возможен вариант использования некоторых закономерностей, которые могут быть обнаружены при анализе картины предшествующей сейсмической активности, как это было сделано в работах [5, 6]. При этом важно отделить афтершоки от исследуемой совокуп-

ности землетрясений, поскольку они несут на себе малую часть энергии процесса.

Как правило, с этой целью выбираются группы землетрясений, свободных от афтершоков, как, например, группа землетрясений Памиро-Гиндукушской области с глубинами очагов от 80 до 230 км. Эти землетрясения составляют очень компактную группу, как правило, свободны от афтершоков, и их пространственное расположение весьма устойчиво во времени. Однако возможен вариант использования выборки землетрясений, включающей в себя афтершоки, если предварительно отчистить ее от таковых, применяя различные алгоритмы декластеризации [7, 8].

Постановка задачи. Общеизвестно, что наиболее надежным методом оценки вероятности землетрясения является стохастический подход, основанный на случайности возникновения очагов землетрясений различной интенсивности, что дает возможность использовать аппарат математической статистики. Так, согласно [9], применяя аппарат математической статистики можно определить закон продуктивности землетрясения, определяющий закономерность между магнитудой исходных землетрясений и числом порождаемых им афтершоков.

В случае, когда речь идет о регионах, расположенных близко к границам литосферных плит, целесообразно использовать стохастический подход для определения наивероятнейшего числа землетрясений заданной магнитуды за определенный период [10]. В целом вопрос прогноза сильных землетрясений является крайне актуальным и находит свое отражение в целом ряде работ [11–14].

Принципы и положения теории вероятности и математической статистики находят свое приложение и в прикладных задачах климатологии. В частности, они применяются при анализе распределений ветровой нагрузки с целью получения закона распределения, наиболее точно отражающего действительность.

Подобная постановка задачи встречается в работе А. Б. Рыхлова [15]. Аналогичный подход встречается и в иных прикладных задачах, таких, как определение расчетных нагрузок снегового покрова [16, с. 361].

С этой целью производится оценка аппроксимации статистических данных различными функциями распределения. В приложении к сейсмическим воздействиям данная методология может быть преобразована, если в качестве объекта наблюдения выбрать максимальную для некоторого рассматриваемого периода исходную интенсивность колебаний I . Данный шаг может быть обусловлен тем, что в качестве основного параметра при проектировании в сейсмических районах используется расчетная интенсивность колебаний $I_{расч}$, напрямую зависящая от исходной интенсивности и характеристик грунта, по которому и распространяется волна.

В нормативном документе СП 14.13330.2018¹, регламентирующем строительство в сейсмически опасных районах, главным образом уделяется внимание тому значению интенсивности, которое может быть превышено с вероятностью 10%, 5% и 1% относительно значений (стр. 97–99).

Данное решение продиктовано, в первую очередь, потребностью в разработке проектов сооружений, способных выдержать землетрясения со значительными уровнями магнитуды колебаний без разрушений. Однако при таком подходе игнорируются колебания сравнительно небольшой интенсивности (4–6 баллов), также оказывающие влияние на характеристики материалов (так называемая усталость материала), что, несомненно, может повлечь за собой прекращение нормальной эксплуатации зданий и сооружений.

Так, П. С. Созонов в своей работе² указывает на многочисленные свидетельства, подтверждающие снижения характеристик железобетонных конструкций в результате многократного воздействия фоновой сейсмичности, не превышающей, однако, значения расчетной интенсивности. Все это позволяет говорить о важности учета колебаний сравнительно малой интенсивности, из чего непосредственно вытекает потребность определить закон распределения интенсивности колеба-

ний с опорой на эмпирические данные.

Подбор аппроксимирующих функций распределения. В данной работе приведен анализ данных, связанных с сейсмической активностью (энергетический класс землетрясений, глубина очага и географические координаты эпицентра) территории Забайкалья и Прибайкалья за период с 1973 по 2020 гг., полученных по результатам многолетних наблюдений Байкальского филиала единой Геофизической службы СО РАН [17] и Геологической службы США (USGS) [18].

Для каждого года означенного периода были найдены максимальные значения интенсивности в приложении к г. Иркутску (рис. 1), на основании которых и было составлено эмпирическое распределение. Использовалось уравнение макросейсмического поля (ГОСТ 34511 – 2018³) с целью оценки интенсивности колебаний:

$$I = aM_s - b \cdot \lg(H^2 + R^2)^{0.5} + c, \quad (1)$$

где M_s – магнитуда по поверхностным волнам; H – глубина очага, км; R – эпицентрально-расстояние, км; a , b , c – эмпирические коэффициенты, принимаемые согласно приложению ГОСТ 34511 – 2018³ для Прибайкалья как $a=1,5$, $b=4,0$ и $c=4,0$. Данное уравнение позволяет получить значение интенсивности колебаний в точке с заданными географическими координатами. При этом учитываются поправки на геологическое строение грунта (учитываются грунты II категории по нормативным сейсмическим свойствам согласно табл. 4.1 СП 14.13330.2018¹), и на направление распространения колебаний. Отметим, что в настоящее время предпринимаются попытки смоделировать движение грунта в условиях землетрясений⁴ [19], однако их применимость носит локальный характер и сильно зависит от свойств самих землетрясений. Получив выборку пиковых значений интенсивности землетрясений, соответствующих каждому году изучаемого временного промежутка, появляется возможность составить эмпирическое распределение между числом (вероятностью) колебаний от их интенсивности (рис. 2), на основании которого выполняется дальнейший анализ применимости статистических законов распределения.

¹СП 14.13330.2018 Строительство в сейсмических районах. Введ. 25.11.2018 г. // Kodeks.ru [Электронный ресурс]. URL: <https://docs.cntd.ru/document/550565571> (01.10.2022).

²Созонов П. С. Учет влияния предыстории деформирования железобетонных элементов в расчетах на сейсмические воздействия: дисс. ... канд. техн. наук. Улан-Удэ, 2016. С. 137.

³ГОСТ 34511 – 2018 Землетрясения. Макросейсмическая шкала интенсивности. Введ. 01.09.2019 г. // Kodeks.ru [Электронный ресурс]. URL: <https://docs.cntd.ru/document/1200163880> (01.10.2022).

⁴Монсик В. Б., Скрынников А. А. Вероятность и статистика: учеб. пособие / Под ред. И. Я. Ицхоки. М.: БИНОМ : Лаборатория знаний, 2021. С. 381.

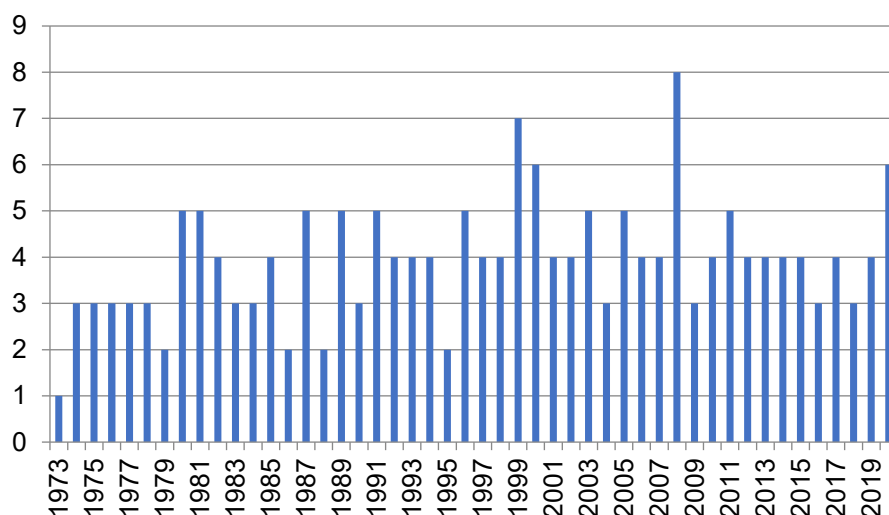


Рис. 1. Распределение пиковых интенсивностей колебаний по годам за 1973–2020 гг.
Fig. 1. Distribution of peak intensity fluctuations by year for the period 1973-2020

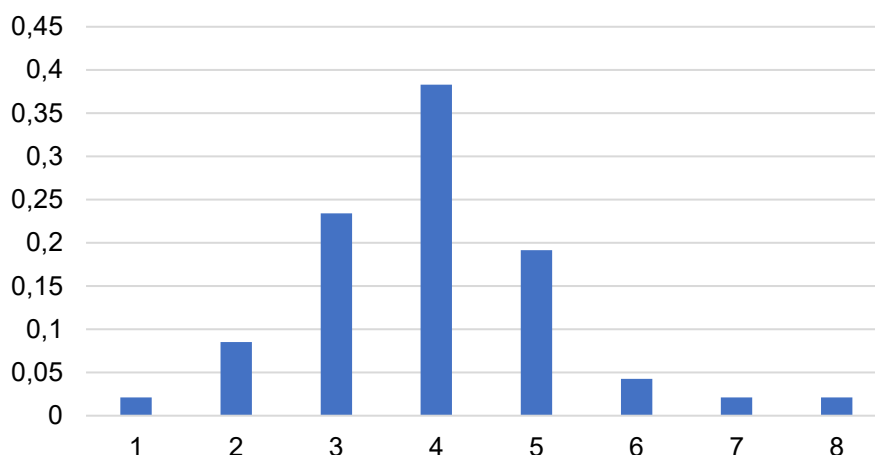


Рис. 2. Экспериментальная вероятность землетрясения с заданной интенсивностью
Fig. 2. Experimental probability of an earthquake with a given intensity

Для дальнейшего анализа отберем наиболее распространенные законы распределения случайных величин, нашедших свое применение в различных областях науки и техники:

- закон Пуассона:

$$P_m = \frac{a^m}{m!} e^{-a}, \quad (2)$$

где a – параметр распределения, равный математическому ожиданию случайной величины ($a=m_x$); m – значения, принимаемые случайной дискретной величиной.

- распределение Гаусса (нормальное распределение) с плотностью вероятности вида:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_x)^2}{2\sigma^2}}, \quad (3)$$

где x – значение случайной величины; σ – среднеквадратичное отклонение случайной величины.

- логнормальное распределение (при $x > 0$):

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln(x)-m_x)^2}{2\sigma^2}}. \quad (4)$$

- распределение Вейбулла:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta}, \quad (5)$$

где θ и β – параметры распределения, связанные с математическим ожиданием и среднеквадратичным отклонением следующими соотношениями:

$$\bar{x} = \theta\Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right);$$

$$s^2(x) = \theta^2\left(\Gamma\left(1 - \frac{2}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)\right).$$

- распределение Гумбеля:

$$F(x) = e^{(-e^{\frac{a-x}{b}})}, \quad (6)$$

где a и b – параметры распределения, связанные с математическим ожиданием и среднеквадратичным отклонением следующими соотношениями:

$$\bar{x} = a + 0,5776b, \\ s^2(x) = 1,645b^2.$$

Таким образом, задача нахождения функции распределения максимальных интенсивностей колебания сводится к выбору наиболее адекватно отражающего действительность закона. При этом потребуется выполнение такого важного условия, как оценка точности аппроксимирующей функции и эмпирических данных. Поскольку число наблюдений ограничено, то и закон распределения не позволит объективно оценить распределение генеральной совокупности. В таком случае для окончательного выбора функции распределения потребуется ввести некоторое предположение (гипотезу), что статистический ряд, лежащий в основе эмпирического распределения, представляет собой случайную выборку из генеральной совокупности, имеющую заданный закон распределения.

Соответственно, задача будет сведена к нахождению уровня допустимости расхождения эмпирического и теоретического распределений, который, в свою очередь, установит, является распределение допустимым или нет. Как правило, в качестве определяющего возможную степень расхождения выбирается критерий Пирсона:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}, \quad (7)$$

где n_i – число вхождений в интервал; p_i – вероятность попадания в интервал; n – общее число данных.

Критическое значение критерия Пирсона χ_{cr}^2 устанавливает такое его значение, превышение которого позволяет говорить о принятии случайного расхождения за систематическое с некоторой вероятностью (P_0), именуемой уровнем значимости. В рамках данной работы уровень значимости был принят равным $p_0=5\%$.

Помимо этого, критическое значение зависит также от степеней свободы рассматриваемого распределения, вычисляемого как

$$g = s - l - 1, \quad (8)$$

где l – число дополнительных соотношений, устанавливающих связи между эмпирическим и теоретическим законами распределения.

Тогда при $\chi^2 < \chi_{cr}^2$ разница между теоретическим и статистическим распределением не велика и гипотеза принимается, в противном же случае отвергается. Последнее означает, что данная функция распределения не может быть использована для аппроксимации исследуемого эмпирического распределения. Для того чтобы провести анализ применимости законов (2–6), потребовалось проанализировать вариационный ряд, полученный из исходной выборки максимальных интенсивностей колебаний по годам. Анализ был выполнен средствами *MSExcels* (табл. 1).

Таблица 1. Описательная статистика по выборочной совокупности

Table 1. Descriptive statistics on the sample population

Среднее	3,9375
Стандартная ошибка	0,186908049
Медиана	4
Мода	4
Стандартное отклонение	1,294936949
Дисперсия выборки	1,676861702
Эксцесс	1,510861466
Ассиметричность	0,611309891
Интервал	7
Минимум	1
Максимум	8
Сумма	189
Счет	48
Уровень надежности	0,376010495

Далее, используя характеристики эмпирического распределения – среднее значение (выражающее в силу ограниченности выборки математическое ожидание случайной величины) и стандартное (среднеквадратичное) отклонение, – были получены выражения для нормального и логнормального распределения, а также для распределения Пуассона.

Получение выражений распределения Вейбулла и Гумбеля было связано с определенными трудностями, обусловленными сложностью зависимости параметров распределения от математического ожидания и среднеквадратичного отклонения, для разрешения которых была использована программная среда *MathCAD* (рис. 3), где в качестве вектор-столбцов x и y выступают значения интенсивности колебаний и соответствующих им значений эмпирической функции распределения.

Для непосредственного нахождения параметров θ и β (для распределения Вейбулла), а также параметров a и b (для распределения Гумбеля), была использована функция *genefit*, в качестве аргументов которой использовались обозначенные выше вектор-столбцы x и y , а также вектор-столбец g , задающий начальное приближение значений искомых

параметров, и некоторая функция, зависящая от этих параметров (в нашем случае в качестве этой функции выступает выражения распределений Вейбулла и Гумбеля).

Для полученных выражений функций распределений найдем их значения в зависимости от интенсивности колебаний.

Эмпирическое распределение

$$x := \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \\ 7 \\ 8 \end{pmatrix} \quad y := \begin{pmatrix} 0 \\ 0.021276596 \\ 0.106382979 \\ 0.340425532 \\ 0.723404255 \\ 0.914893617 \\ 0.957446809 \\ 0.978723404 \end{pmatrix}$$

Аппроксимирующая функция Вейбулла

$$P1(xx, \alpha, \beta) := 1 - \exp\left[-\left(\frac{xx}{\alpha}\right)^\beta\right]$$

$$gg := \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \end{pmatrix} \quad KfV := \text{genfit}(x, y, gg, P1) = \begin{pmatrix} 4.80129 \\ 4.55469 \end{pmatrix} \quad \alpha1 := KfV_1 \quad \beta1 := KfV_2$$

Рис. 3. Расчет неизвестных параметров распределения средствами *MathCAD*
На примере распределения Вейбулла

Fig. 3. Calculation of unknown distribution parameters by means of *MathCAD*
on the example of the Weibull distribution

После получения значений функций распределения можно приступить к непосредственному анализу их применимости для аппроксимации результатов экспериментальных данных. Для этого для каждой функции распределения были найдены их значения критерия Пирсона, после чего было произведено их сравнение с критическим уровнем этого критерия. Так, согласно (8), для распределения Пуассона число степеней свободы было принято равным:

$$g = 8 - 1 - 1 = 6;$$

для остальных функций распределения:

$$g = 8 - 1 - 2 = 5.$$

Используя значения числа степеней свободы, по таблицам [23, прил. 6] определяем критический уровень критерия Пирсона:

$$\chi_{cr, \text{poisson}}^2 = 12.59; \quad \chi_{cr}^2 = 11.07.$$

Сопоставим полученные значения критерия Пирсона с его критическим значением для каждого распределения (табл. 2).

Анализируя данные, можно сделать выводы о применимости данных функций в качестве функции распределения статистических данных.

Так, распределения Вейбулла, Гумбеля и Пуассона, а также логнормальное распределение дают превышение по отношению к критическому значению критерия Пирсона.

При этом распределение Вейбулла дает значительное расхождение ($\chi^2=95,56$), что может говорить об ошибочности включения ее в список анализируемых функций.

Таким образом, можно заключить, что наиболее точное отражение статистических данных дает функция нормального распределения $\chi^2 = 9.81 < \chi_{cr}^2 = 11.07$ (рис. 4).

Таблица 2. Выбор оптимальной функции распределения на основании критерия Пирсона
Table 2. Selection of the optimal distribution function based on the Pearson criterion

Функция	Значение Критерия Пирсона	Критическое значение χ^2_{cr}
Нормальное распределение	9,81	11,07
Логнормальное распределение	15,33	11,07
Распределение Вейбулла	95,56	11,07
Распределение Гумбеля	19,37	11,07
Распределение Пуассона	18,04	12,59

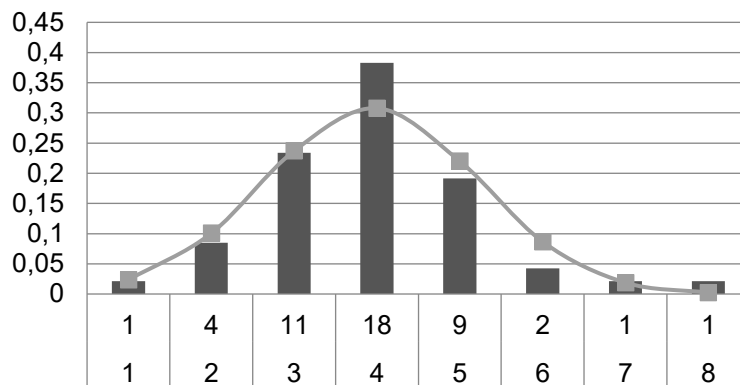


Рис. 4. Совместное представление экспериментальных данных (гистограмма) и аппроксимирующей функции нормального распределения (непрерывная линия)
Fig. 4. Joint representation of experimental data (histogram) and the approximating function of the normal distribution (continuous line)

ВЫВОДЫ

В ходе проделанной работы проанализированы данные по сейсмической активности региона (Прибайкалье и Забайкалье) за 1973–2020 гг., на основании которых с использованием уравнения макросейсмического поля получены значения интенсивности колебаний в г. Иркутске. Путем выборки максимальных значений интенсивности колебаний для каждого года за указанный период было составлено соответствующее эмпирическое распределение. Далее на основании проведенного анализа из принятого набора функций была выявлена наиболее точно аппроксими-

рующая экспериментальные данные функция нормального распределения Гаусса, при использовании которой можно определить вероятность не только наиболее интенсивных колебаний, которые могут повлечь за собой серьезные разрушения, но также и наиболее вероятную пиковую (за год) интенсивность колебаний (4 балла по шкале MSK–64), что может быть предпосылкой к проведению мероприятий, связанных с повышением сопротивляемости несущих конструкций зданий фоновым воздействиям колебаний данной интенсивности.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

- Архиреева И. Г., Заалишвили З. В. К оценке экономического ущерба от сильных землетрясений // Сейсмостойкое строительство. Безопасность сооружений. 2013. № 4. С. 69–72.
- Борисов В. В. Статистическое моделирование прямых социальных и экономических последствий землетрясений в районе озера Байкал // Науковедение. 2016. Т. 8. № 2 (33). С. 1–25. <http://doi.org/10.15862/43EVN216>.
- Белоногова Е. А. Таншаньское землетрясение в Китае: современные коммеморативные практики // Сибирские исторические исследования. 2019. № 4. С. 114–133.
- Кашковский В. В., Семенов Р. М., Лопатин М. Н. Применение системного подхода для разработки методов прогноза землетрясений // Современные технологии. Системный анализ. Моделирование. 2017. № 2 (54). С. 95–102.
- Гайский В. Н. Статистические исследования сейсмического режима. М.: Наука, 1970. 124 с.
- Fedotov S. A., Solomatin A. V. Long-term earthquake prediction (LTEP) for the Kuril–Kamchatka island arc, June 2019 to May 2024; properties of preceding seismicity from January 2017 to May 2019. The development and practical application of

the LTEP method // *Journal of Volcanology and Seismology*. 2019. No. 13. P. 349–362.
7. Teng G., Baker J. W. Seismicity Declustering and Hazard Analysis of the Oklahoma–Kansas Region // *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2019. No. 109 (6). P. 2356–2366.
8. Console R., Jackson D. D., Kagan Y. Y. Using the ETAS model for catalog declustering and seismic background assessment // *Pure and applied geophysics*. 2010. Vol. 167. No 6–7. P. 819–830.
9. Shebalin P. N., Baranov S. V., Narteau C. Earthquake productivity law // *Geophysical journal international*. 2020. No 222. P. 1264–1269. <http://doi.org/10.1093/gji/ggaa252>.
10. Pratnya Paramitha Oktaviana, Irhamah. Kolmogorov-Smirnov Goodness-of-Fit test for identifying distribution of the number of earthquakes and the losses due to earthquakes in Indonesia // *Journal of Physics: Conference Series* (Surabaya, 24 October 2020). 2020. Vol. 1821. P. 012045. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1821/1/012045>.
11. Широков В. А., Фирстов П. П., Макаров Е. О., Степанов И. И., Степанов В. И. Возможный подход к краткосрочному и долгосрочному прогнозу сильнейших землетрясений на примере Тохоку (Япония) 11 марта 2011 г., $m_w=9.0$ // *Сейсмические приборы*. 2014. Т. 50. № 4. С. 5–22.
12. Lyubushin A. A. The statistics of the time segments of low-frequency microseisms: trends and synchroni-zation // *Izvestiya. Physics of the solid earth*. 2010. Vol. 46. P. 544–554. <http://doi.org/10.1134/S1069351310060091>.

13. Любушин А. А. Анализ микросейсмического шума дал возможность оценить магнитуду, время и место сейсмической катастрофы в Японии 11 марта 2011 г. // *Наука и технологические разработки*. 2011. № 90. С. 3–12.
14. Sobolev G. A. Microseismic variations prior to a strong earthquake // *Izvestiya. Physics of the solid earth*. 2004. Vol. 40. No. 6. P. 455–464.
15. Рыхлов А. Б. Анализ применения законов распределения для выравнивания скоростей ветра // *Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: науки о Земле*. 2010. Т. 10. № 2. С. 25–30.
16. Райзер В. Д. Теория надежности сооружений. М.: Изд-во Ассоциации строительных вузов, 2010. С. 383.
17. Yamamoto Y., Baker J. W. Stochastic model for earthquake ground motion using wavelet packets // *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2013. Vol. 103. No. 6. P. 3044–3056. <http://doi.org/10.1785/0120120312>.
18. Bradley B. A., Baker J. W. Ground motion directionality in the 2010–2011 Canterbury earthquakes // *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*. 2015. Vol. 44. No. 3. P. 371–384. <http://doi.org/10.1002/eqe.2474>.
19. Shahi S. K., Baker J. W. NGA-West2 models for ground-motion directionality // *Earthquake Spectra*. 2014. Vol. 30. No. 3. P. 1285–1300. <https://doi.org/10.1193/040913eqs097m>.

REFERENCES

1. Arkhireyev A. G., Zaalishvili Z. V. On the assessment of economic damage from strong earthquakes. *Seysmostoykoye stroitel'stvo. Bezopasnost' sooruzheniy = Earthquake engineering. Constructions safety*. 2013;4:69–72. (In Russ.).
2. Borisov V. V. Statistical modelling of direct social and economic aftermath of earthquakes in Lake Baikal region. *Naukovedeniye*. 2016;8 (2):1–25. (In Russ.).
3. Belonogova E. A. The Tangshan earthquake in China: current commemorative practices. *Sibirskiy istoricheskoye issledovaniya = Siberian historical research*. 2019;4:114–133. (In Russ.). <https://doi.org/10.17223/2312461X/26/6>.
4. Kashkovski V. V., Semenov R. M., Lopatin M. N. A Systematic approach for developing methods of earthquake prediction. *Sovremennye tehnologii. Sistemnyy analiz. Modelirovanie = Modern technologies. System analysis. Modeling*. 2017;2:95–102. (In Russ.).
5. Gayskiy V. N. Statistical studies of the seismic regime. Moscow: Nauka; 1970. 124 p. (In Russ.).
6. Fedotov S. A., Solomatin A. V. Long-term earthquake prediction (LTEP) for the Kuril–Kamchatka island arc, June 2019 to May 2024; properties of preceding seismicity from January 2017 to May 2019. The development and practical application of

the LTEP method. *Journal of Volcanology and Seismology*. 2019;13:349–362.
7. Teng G., Baker J. W. Seismicity declustering and hazard analysis of the Oklahoma–Kansas region. *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2019;109(6):2356–2366.
8. Console R., Jackson D. D., Kagan Y. Y. Using the ETAS model for catalog declustering and seismic background assessment. *Pure and applied geophysics*. 2010;167(6–7):819–830.
9. Shebalin P. N., Baranov S. V., Narteau C. Earthquake productivity law. *Geophysical journal international*. 2020;222:1264–1269. <http://doi.org/10.1093/gji/ggaa252>.
10. Pratnya Paramitha Oktaviana, Irhamah. Kolmogorov-Smirnov Goodness-of-Fit test for identifying distribution of the number of earthquakes and the losses due to earthquakes in Indonesia. *Journal of Physics: Conference Series*. 24 October 2020, Surabaya, Indonesia. 2020. Vol. 1821. P. 012045. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1821/1/012045>.
11. Shirokov V. A., Firstov P. P., Makarov E. O., Stepanov I. I., Stepanov V. I. An approach to short- and long-term forecast of the strongest earthquakes by the example of the Tohoku earthquake (Japan,

march 11, 2011, $m_w=9.0$). *Seismicheskiye pribory*. 2014;50(4):5-22. (In Russ.).

12. Lyubushin A. A. The statistics of the time segments of low-frequency microseisms: trends and synchronization. *Izvestiya. Physics of the solid earth*. 2010;46:544-554. <http://doi.org/10.1134/S1069351310060091>.

13. Lyubushin A. A. Microseisms noise analysis provided prediction of Japan earthquake of 11 march, 2011. *Nauka i tekhnologicheskie razrabotki = Science and technological developments*. 2011;90:3-12. (In Russ.).

14. Sobolev G. A. Microseismic variations prior to a strong earthquake. *Izvestiya. Physics of the solid earth*. 2004;40(6):455-464.

15. Rykhlov A. B. Analysis of the application of distribution laws to equalize wind speeds. *Izvestiya Saratovskogo Universiteta. Novaya seriya. Seriya: nauki o*

Zemle = Izvestiya of Saratov University. New series. Series: Earth sciences. 2010;10(2):25-30. (In Russ.).

16. Rayzer V. D. Theory of reliability of structures. Moscow: PH of the Association of Construction Universities; 2010. p. 383. (In Russ.).

17. Yamamoto Y., Baker J. W. Stochastic Model for Earthquake Ground Motion Using Wavelet Packets. *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2013;103(6):3044-3056. <https://doi.org/10.1785/0120120312>.

18. Bradley B. A., Baker J. W. Ground motion directionality in the 2010-2011 Canterbury earthquakes. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*. 2015;44(3):371-384. <https://doi.org/10.1785/0120120312.10.1002/eqe.2474>.

19. Shahi S. K., Baker J. W. NGA-West2 models for ground-motion directionality. *Earthquake Spectra*. 2014;30(3):1285-1300. <https://doi.org/10.1193/040913eqs097m>.

Информация об авторах

Д. А. Кармазинов,
инженер-проектировщик,
АО «Сибгипробум»,
студент,
Иркутский национальный исследовательский
технический университет,
664074, г. Иркутск, ул. Лермонтова, 83, Россия,
e-mail: dkarmazinov@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-1803-1270>

Т. Л. Дмитриева,
доктор технических наук, доцент,
заведующий кафедрой механики
и сопротивления материалов,
Иркутский национальный исследовательский
технический университет,
664074, г. Иркутск, ул. Лермонтова, 83, Россия,
e-mail: dmitrievat@list.ru
<https://orcid.org/0000-0002-4622-9025>

Вклад авторов

Авторы имеют равные авторские права и несут
равную ответственность за плагиат.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Все авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.

Информация о статье

Статья поступила в редакцию 19.09.2022.
Одобрена после рецензирования 12.10.2022.
Принята к публикации 17.10.2022.

Information about the authors

Danil A. Karmazinov,
Design Engineer,
АО «Sibgiprobum»,
Student,
Irkutsk National Research
Technical University,
83 Lermontov St., Irkutsk 664074, Russia,
e-mail: dkarmazinov@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-1803-1270>

Tatyana L. Dmitrieva,
Dr. Sci. (Eng.), Associate Professor,
Head of the Department of Mechanics
and Resistance of Materials,
Irkutsk National Research
Technical University,
83 Lermontov St., Irkutsk 664074, Russia,
e-mail: dmitrievat@list.ru
<https://orcid.org/0000-0002-4622-9025>

Contribution of the authors

The authors have equal author's rights and bears
the responsibility for plagiarism.

Conflict of interests

The authors declare no conflict of interests regarding
the publication of this article.

The final manuscript has been read and approved
by all the co-authors.

Information about the article

The article was submitted 19.09.2022.
Approved after reviewing 12.10.2022.
Accepted for publication 17.10.2022.