

УДК 550.34

## ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ СЕЙСМИЧЕСКОГО РЕЖИМА ДЛЯ ОЦЕНКИ СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ В ПРЕДЕЛАХ ТЕРРИТОРИИ ИРКУТСКОЙ ОБЛАСТИ

© 2024 г. П. Н. Шебалин<sup>а, \*</sup>, И. А. Воробьева<sup>а</sup>, С. В. Баранов<sup>б, а</sup>, А. А. Коваленко<sup>с, \*\*</sup>,  
А. И. Ливинский<sup>а, с</sup>, А. А. Лыкова<sup>с</sup>

<sup>а</sup>Институт теории прогноза землетрясений и математической геофизики РАН,  
ул. Профсоюзная, 84/32, Москва, 117997 Россия

<sup>б</sup>Кольский филиал (КоФ) ФИЦ ЕГС РАН,  
ул. Ферсмана, 14, Апатиты Мурманской области, 184209 Россия

<sup>с</sup>АО «Российская национальная перестраховочная компания»,  
ул. Гашека, 6, Москва, 125047 Россия

\*e-mail: p.n.shebalin@gmail.com

\*\*e-mail: anton.kovalenko@rnrc.ru

Поступила в редакцию 08.08.2024 г.

После доработки 21.08.2024 г.

Принята к публикации 21.08.2024 г.

В данной статье рассматривается задача определения параметров сейсмического режима для территории Иркутской области. Для решения данной задачи был создан полный каталог землетрясений в пределах исследуемого региона с унифицированной шкалой магнитуд за временной период с 1962 по 2021 гг. Определение параметров сейсмического режима является важным этапом для проведения последующих оценок сейсмической опасности. Решение данной задачи крайне важно для страховых и перестраховочных компаний, так как появляется возможность наиболее точно использовать вероятностный подход в задачах оценки риска воздействия от землетрясений, что в свою очередь позволяет принимать наиболее верные управленческие решения и обеспечивать стабильность финансовой системы компании.

*Ключевые слова:* сейсмический режим, сейсмическая опасность, каталог землетрясений, оценка риска, Иркутская область

DOI: 10.31857/S0203030624060035, EDN: HZEFRG

### ВВЕДЕНИЕ

Если по среднегодовому (распределенному) экономическому ущербу для Российской Федерации наводнения, ураганы, оползни и обвалы, техногенные катастрофы и транспортные потери занимают первые места, то по возможному разовому (единовременному) социальному эффекту первое место принадлежит землетрясениям.

Данное заключение следует из свойств землетрясений, которые по мировой статистике являются одними из самых разрушительных стихийных бедствий. За период 1980–2015 гг. общие экономические потери от землетрясений

в мире составили около 500 млрд американских долларов или 21% общих потерь от стихийных бедствий [Munich Re, 2016]. В России наиболее сейсмически опасными регионами являются Курилы, Камчатка, Сахалин, Прибайкалье, Алтай и Саяны, Кавказ, Крым. В 59 субъектах Российской Федерации возможны сотрясения от VI баллов и выше [Ulomov, 1999].

Кроме очевидного колоссального негативного социально-экономического эффекта для страны от воздействия землетрясений, подобный эффект на себе в первую очередь ощущают страховые и перестраховочные компании. Которые, в основном, в своей работе для оценки рисков

и возможных экономических потерь используют вероятностные подходы. Но любой вероятностный подход требует достаточную точность в части используемых исходных данных. Для вероятностных оценок сейсмической опасности такими данными являются параметры сейсмического режима исследуемой территории.

Оценка сейсмического режима – это исследование совокупности землетрясений, которую рассматривают в пространстве и времени [Ризниченко, 1958], что является частью работ по оценке сейсмической опасности. Основная цель состоит в том, чтобы создать модель распределения очагов землетрясений в пространстве, учитывая их магнитуды и повторяемость во времени. Полученная модель позволяет определять возможное воздействие на любую точку на поверхности Земли в пределах исследуемой территории. Как правило степень воздействия в точке от землетрясения определяется как значение пикового ускорения грунта (PGA), либо в баллах интенсивности (по шкале МСК-64).

В России существуют карты общего сейсмического районирования (ОСР), которые используются как нормативные при строительстве различных объектов. Данные карты показывают возможную степень воздействия на всю территорию Российской Федерации на различных интервалах времени (например, 500 или 1000 лет), основываясь на вероятностном подходе при анализе сейсмической опасности. Наиболее распространенные в использовании являются карты ОСР-97, но, к сожалению, по истечению времени было обнаружено, что данные карты несут в себе ряд ошибок, например, завышение сейсмической опасности во многих регионах России на порядок [Шебалин и др., 2022], а также пропуски мест, где происходили землетрясения такой магнитуды, которые по картам ОСР-97 произойти не могли. Например, Олюторское землетрясение 2006 г., Тувинское землетрясение 2012 г. и другие. После карты ОСР-97 в качестве нормативных последовательно были приняты карты ОСР-2015 и ОСР-2016. На них площадь зон 6 баллов и выше изменилась не более чем на 20%, зоны 9 и 10 баллов на ОСР-2016 увеличились почти в два раза. Таким образом, и эти карты дают значительное завышение сейсмической опасности [Шебалин и др., 2022].

Такие ошибки могут вносить сильную погрешность в процесс анализа рисков, что в свою очередь заставляет задуматься в корректности определения параметров сейсмического режима. Классически для задач общего сейсмического районирования используется комбинация определения сейсмичности вдоль линейных структур – линеаментов, сейсмичности на площадных структурах – доменах, точечных очагов землетрясений. Считается, что в пределах структур возможность землетрясения равновероятна в пространстве и имеет одинаковую повторяемость в зависимости от магнитуды. Как правильно, варианты вероятностного анализа сейсмической опасности (ВАСО) опираются на следующие предположения. Первое – предположение о стационарности сейсмичности, второе – землетрясения возникают независимо от времени, а каждое землетрясение соответствует пуассоновскому процессу во времени [Cornell, 1968]. Отсюда следует, что любой прогноз ВАСО на условных период времени, например, 100 лет справедлив для любого временного 100-летнего интервала (условного периода времени), а не только на ближайшие 100 лет. В свою очередь, распределение Пуассона, в следствие группирования землетрясений, соответствует только для декластеризованных каталогов [Gardner, Knopoff, 1974]. Процесс декластеризации – это процесс вычищения общего каталога землетрясений от афтершоков и форшоков, по результатам которого остаются только самые сильные сейсмические события в последовательности. Отсюда следует предположение о том, что в случаях, когда объект не поврежден воздействием основного события, то он не будет поврежден и от воздействия возможного афтершока. Однако произошедшие землетрясения в Турции показывают, что некоторые афтершоки могут причинить значительный ущерб, следовательно, использование в ВАСО очищенных от афтершоков каталогов также может привести к недооценке риска.

## ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

В данной статье рассмотрена задача построения модели сейсмического режима для территории Иркутской области и прилегающих территорий (рис. 1) на регулярной сетке с шагом равным  $0.1^\circ$  по широте и по долготе. Корректная

модель сейсмического режима должна учитывать распределение эпицентров фоновых землетрясений (основных событий без учета афтершоков и форшоков) в пространстве и локальные распределения землетрясений в предположении выполнения закона Гутенберга-Рихтера. Таким образом, для каждой ячейки регулярной сетки  $(i,j)$  должны быть получены оценки значений двух параметров: первый - значения параметра ожидаемого числа событий  $\lambda_{i,j}$  с магнитудой  $M \geq M_c$  в ячейке в единицу времени, второй - параметр  $b_{i,j}$  закона Гутенберга-Рихтера (наклон графика повторяемости землетрясений). Стоит отметить, что модель не должна быть сильно сглажена, т.е. ячейки, которые находятся на большом расстоянии от ячеек с высокой сейсмической активностью и в которых наблюдается низкая сейсмическая активность, не должны иметь высоких значений параметра числа ожидаемых событий  $\lambda_{i,j}$ . Также в модели необходимо учесть фрактальную структуру системы разломов и пространственного распределения эпицентров.

Отсюда сразу следует ряд тестов, которые показывают корректность созданной модели.

1. Общая сумма по всем ячейкам значений параметра ожидаемого числа землетрясений  $\lambda_{i,j}$  должна быть примерно равна среднегодовому количеству наблюдаемых землетрясений с  $M \geq M_c$ .

2. Восстановленный параметр  $b_{i,j}$  (наклон графика повторяемости) по полученным

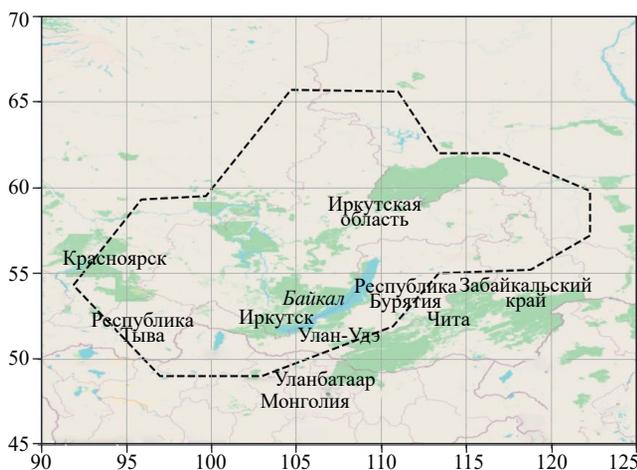


Рис. 1. Граница области исследования (Иркутская область и прилегающие территории).

локальным значениям ожидаемого числа землетрясений и наклона графика повторяемости в ячейках должен быть примерно равен региональному значению  $b$ .

3. Определение корректности степени сглаживания при помощи L-теста [Shebalin et al., 2024; Zechar et al., 2010].

## МЕТОДИКА

В данной статье используется методика работы [Shebalin et al., 2024], которая состоит из следующих этапов: 1) декластеризация каталога на фоновые события и афтершоки; 2) определение параметров сейсмического режима с учетом низкой сглаженности; 3) верификация модели.

### Создание калиброванного каталога

Для целей моделирования сейсмического режима использовались следующие источники данных о землетрясениях: каталог ISC [<http://www.isc.ac.uk>], каталог Байкальского отделения ГС РАН [<http://www.seis-bykl.ru>], “Землетрясения в СССР” [[http://www.wdcb.ru/sep/seismology/cat\\_USSR.ru.html](http://www.wdcb.ru/sep/seismology/cat_USSR.ru.html)], “Землетрясения Северной Евразии” [<http://www.gsras.ru/zse/>], “Землетрясения России” [<http://www.gsras.ru/zr/>].

Проводилось объединение данных всех каталогов с идентификацией дублей по методике работы [Vorobieva et al., 2022]. Были определены корреляционные соотношения значений магнитуды разных типов и получен полный каталог землетрясений Иркутской области и прилегающих территорий с унифицированной шкалой магнитуд.

### Метод ближайшего соседа для выявления афтершоков

Основные методы декластеризации каталогов землетрясений можно разделить на 2 класса - детерминистские и стохастические. К первым относятся “оконные” методы [Gardner, Knopoff, 1974] и “кластерные” [Reasenber, 1985; Molchan, Dmitrieva, 1992; Zaliapin, Ben-Zion, 2013]. Ко вторым относятся метод Жуанга [Zhuang et al., 2002] и метод модельно-независимой стохастической декластеризации MISD [Marsan, Lengline, 2008]. Каждый из этих методов базируется на предположении, что землетрясения одной магнитуды имеют примерно равное

количество афтершоков, что опровергается законом продуктивности землетрясений [Shebalin et al., 2020; Varanov et al., 2022; Shebalin et al., 2022], в котором говорится, что распределение количества афтершоков от землетрясений подчиняется экспоненциальному закону.

В основе нашей декластеризации [Vorobieva et al., 2022] лежит метод Заляпина–Бен-Зиона [Zaliapin, Ben-Zion, 2013]. В нем пары связанных между собой событий считаются триггером и инициируемым событием, обязательным условием является то, что время возникновения потомка всегда позже времени возникновения родителя. Каждый родитель может иметь несколько потомков, но не должен иметь более одного родителя. Для определения связанных событий в пространстве–времени–магнитуде для пары событий с  $i$  и  $j$  вводится функция близости [Baiesi, Paczuski, 2004]:

$$\eta_{ij} = \begin{cases} t_{ij} (r_{ij})^{d_f} 10^{-bm_i}, & t_{ij} > 0, \\ +\infty, & t_{ij} \leq 0, \end{cases} \quad (1)$$

где  $t_{ij}$  – время между событиями,  $r_{ij}$  – расстояние между эпицентрами,  $d_f$  – фрактальная размерность пространственного распределения землетрясений,  $b$  – параметр распределения закона Гутенберга–Рихтера,  $m_i$  – магнитуда события  $i$ . Землетрясение  $i$  считается родителем события  $j$ , если выполняются два условия: 1) величина  $\eta_{ij}$  является минимальной по всем  $i$ ; 2)  $\eta_{ij} \leq \eta_0$ . Пороговая величина оптимально разделяет фоновые и связанные события [Zechar, Gerstenberger, 2010], значение  $\eta_0$  определяется по методу работы [Shebalin et al., 2020].

Землетрясения, не имеющие родителя, относятся к фоновым, остальные относятся к связанным. Для проведения процедуры декластеризации необходимо определить дополнительные три параметра:  $b$ ,  $d_f$ ,  $\eta_0$ .

*Оценка параметра  $b$  по полному каталогу для Иркутской области и прилегающих районов*

Параметр  $b$  определяется по методу Аки [Аки, 1965] по формуле:

$$b = \frac{1}{\ln(10)(\langle M \rangle - M_c)}, \quad (2)$$

где  $\langle M \rangle$  – средняя магнитуда при условии ( $M \geq M_c$ ),  $M_c$  – представительная магнитуда,

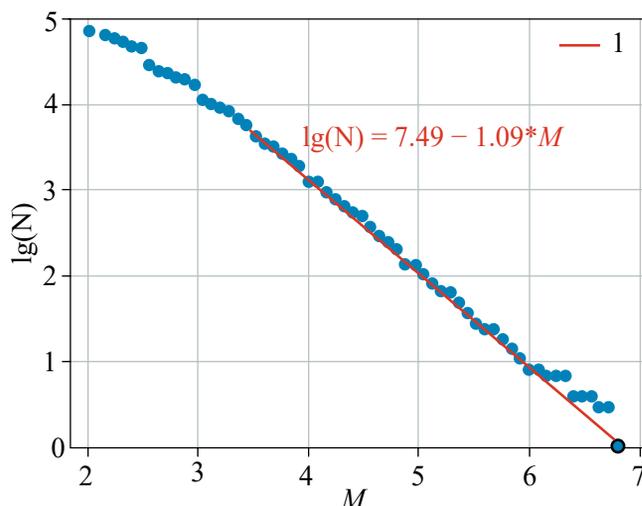


Рис. 2. График повторяемости калиброванного каталога землетрясений,  $N$  – число землетрясений с магнитудой ( $M$ ) выше заданного уровня. 1 – аппроксимация распределения и оценка параметра  $b$ , полученная по методу Аки [Аки, 1965].

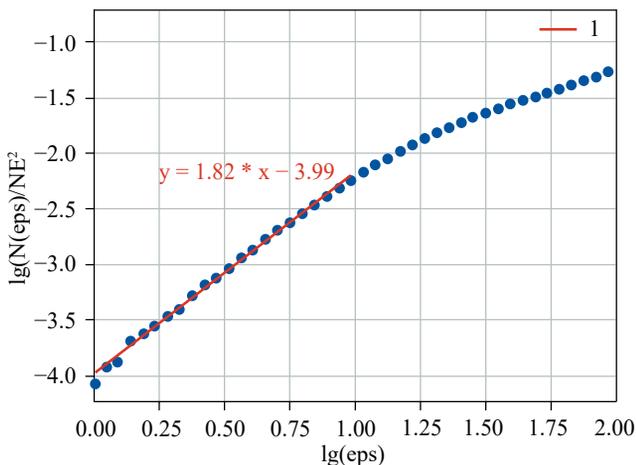
которая для Иркутской области равна 3.5. Получена оценка  $b = 1.09$ . Распределение магнитуд и оценка параметра  $b$  показаны на рис. 2.

*Определение параметра  $d_f$  для Иркутской области и прилегающих территорий*

В качестве фрактальной размерности используется оценка корреляционной размерности [Grassberger, Procaccia, 1983]. Для набора значений порога  $\epsilon$  подсчитывается доля пар землетрясений, расстояние между гипоцентрами которых меньше  $\epsilon$  (рис. 3). Определяется наклон прямолинейного участка графика этой зависимости в билогарифмическом масштабе. Получена оценка  $d_f = 1.82$ .

*Определение параметра  $\eta_0$  для Иркутской области и прилегающих территорий*

Здесь для выбора порога  $\eta_0$  используется модельно-независимый метод [Shebalin et al., 2020]. Основной смысл метода заключается в моделировании распределения функции близости для независимых событий с помощью рандомизированного каталога, который получается в результате случайного перемешивания времен событий относительно магнитуд и координат их гипоцентра. Обработанный данным образом каталог (изначально используется полный



**Рис. 3.** Оценка корреляционной размерности  $d_f$  [Grassberger, Procaccia, 1983] по данным калиброванного каталога,  $M \geq M_c = 3.5$ .

1 – аппроксимация распределения и оценка параметра  $d_f$ .

каталог событий, не декластеризованный), может сохранять некоторую пространственно-временную кластеризацию. Для исключения данной проблемы подбирается предварительное значение  $\eta_0$  для проведения операции предварительной декластеризации, в результате которой из каталога исключаются очевидные афтершоки. Для предварительной декластеризации определяется положение правой моды ( $\eta_m$ ) и положение половины высоты правой ветви распределения минимальных значений функции близости ( $\eta_{1/2}$ ) (рис. 4). Принимается предварительное значение, вычисленное по формуле  $\eta_0 = \eta_m - (\eta_{1/2} - \eta_m)$  (см. рис. 4).

Производится предварительная декластеризация – удаляются все землетрясения, у которых есть “родитель”. Затем описанная процедура повторяется уже с предварительно декластеризованным каталогом. Далее для каждого времени события случайно выбираются магнитуды и координаты гипоцентра. Для полученного путем перемешивания каталога строится распределение  $F_{\text{random}}(\eta)$  для ближайших соседей. Исходя из предположения, что  $F_{\text{random}}(\eta)$  соответствует распределению для некластеризованных землетрясений, представим распределение  $F_{\text{real}}(\eta)$  для ближайших соседей реального каталога как сумму двух частей:

$$F_{\text{real}}(\eta) = (1 - k)F_{\text{clustered}}(\eta) + kF_{\text{random}}(\eta). \quad (3)$$

Подобное уравнение корректно и для плотностей распределений  $p_{\text{real}}(\eta)$ ,  $p_{\text{clustered}}(\eta)$ ,  $p_{\text{random}}(\eta)$ .

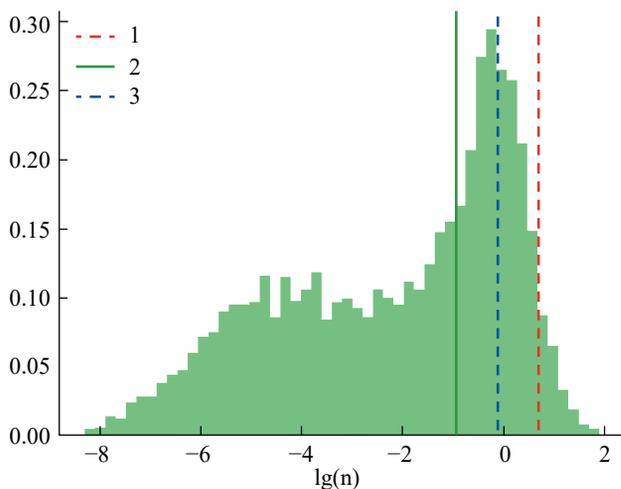
Для оптимизации веса  $k$  необходимо найти лучшее совпадение  $p_{\text{random}}(\eta)$  с правой ветвью  $p_{\text{real}}(\eta)$  (рис. 5а). Для рандомизированного каталога мода распределения часто близка к истинной моде для реального каталога, т.е. наиболее точно отражает реальную кластеризацию событий. Стоит отметить, что значение параметра  $k$  должен быть подобрано так, чтобы избежать случаев, когда значения  $p_{\text{clustered}}$  становятся отрицательными или превышают 1.

Таким образом, значение  $\eta_0$  задается так, чтобы интенсивность потока кластеризованных событий с ближайшими соседями была равна интенсивности потока некластеризованных событий с ближайшими соседями (см. рис. 5б):

$$1 - F_{\text{clustered}}(\eta_0) = 1 - \frac{F_{\text{real}}(\eta_0) - kF_{\text{random}}(\eta_0)}{1 - k} = (4) \\ = F_{\text{random}}(\eta_0).$$

По данным калиброванного каталога,  $M \geq 3.5$ , получена оценка  $\eta_0 = 10^{-1.2}$  (время выражено в сутках, расстояние в км).

В результате был получен каталог фоновых землетрясений Иркутской области и прилегающих территорий. По данному каталогу определяется среднегодовое число событий



**Рис. 4.** Распределение минимальных значений функции близости для событий каталога.

1 – положение половины высоты правой ветви распределения минимальных значений функции близости (0.7); 2 – предварительное значение  $\eta_0 = 10^{(-0.94)}$ ; 3 – положение правой моды (-0.12).

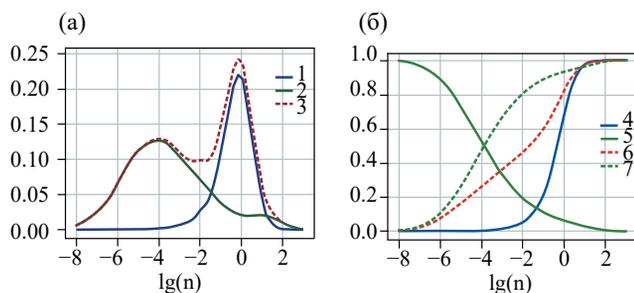
с магнитудой выше представительной за период 1982–2021 гг. –  $L_{3.5} = 56.08$ .

*Оценка и картирование вариаций сейсмической активности Иркутской области и прилегающих территорий*

Для картирования сейсмических параметров регион исследования сканируется кругами с постоянным радиусом  $R = 100$  км (диаметр  $D = 200$  км), что составляет порядка 10 размеров очага землетрясений с магнитудой  $M = 6.0$  [Wells, Coppersmith, 1994]. Это позволяет корректно делать локальные оценки параметров закона повторяемости. С другой стороны, эта величина значительно меньше размера региона исследования, что позволяет выявить локальные вариации сейсмической активности.

Центры кругов расположены в узлах регулярной сетки с шагом  $0.1^\circ \times 0.1^\circ$ , всего 29 488 узлов. Сильное перекрытие кругов обеспечивает сглаживание характеристик сейсмичности. В окрестности каждого узла выбираются все землетрясения в пределах 100 км, число землетрясений в кругах  $N$  варьирует от 0 до 192 событий. В кругах, где число землетрясений оказалось равным 0, для определенности мы полагаем дробное число землетрясений  $N = 0.1$ .

Для каждого узла регулярной сетки с шагом 0.1 град. по широте и долготе по выборке в круге радиусом 100 км производится оценка  $v(M)$  числа землетрясений с магнитудой  $m \geq M$  в пространственной ячейке  $0.1^\circ \times 0.1^\circ$ .



**Рис. 5.** Оценка параметра  $\eta_0$  по данным калиброванного каталога,  $M \geq M_c = 3.5$ . а – взвешенные плотности распределений: 1 – распределение  $k p_{\text{random}}(\eta)$ , 2 – распределение  $(1-k)p_{\text{clustered}}(\eta)$ , 3 – распределение  $p_{\text{real}}(\eta)$ ; б – функции распределения: 4 – функция  $F_{\text{random}}(\eta)$ , 5 – функция  $1-F_{\text{clustered}}(\eta)$ , 6 – функция  $F_{\text{real}}(\eta)$ , 7 – функция  $F_{\text{clustered}}(\eta)$ .

$$v(M) = N(M) \frac{S_{\text{cell}}^{d_f^{(b)}}}{S_{\text{circle}}^{d_f^{(b)}}} \tag{5}$$

Здесь  $N(M)$  – число землетрясений с магнитудой  $m \geq M$  в круге,  $S_{\text{cell}}^{d_f^{(b)}}$  и  $S_{\text{circle}}^{d_f^{(b)}}$  – площади ячейки и круга в  $d_f^{(b)}$  – мерном пространстве:

$$S_{\text{circle}}^{d_f^{(b)}} = R^p \frac{\pi \frac{d_f^{(b)}}{2}}{\Gamma\left(1 + \frac{d_f^{(b)}}{2}\right)}; \tag{6}$$

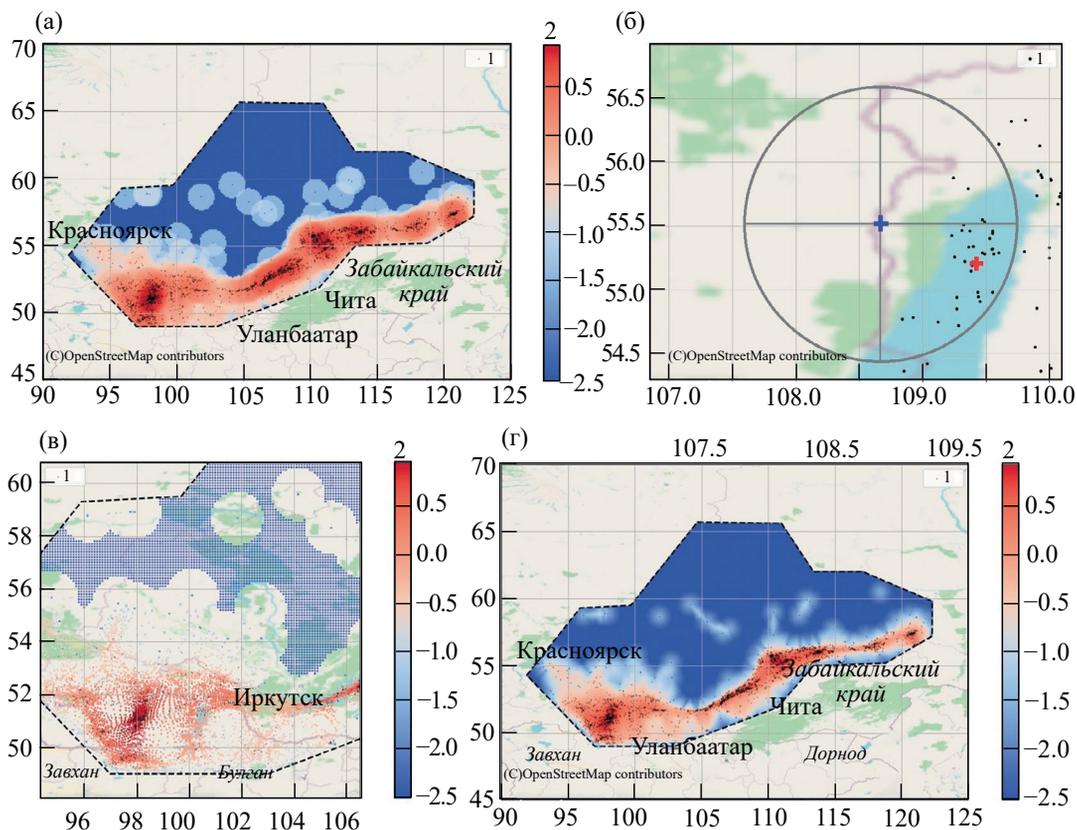
$$S_{\text{cell}}^{d_f^{(b)}} = d_f^{d_f^{(b)}} \cos^{\frac{d_f^{(b)}}{2}}(\varphi),$$

где  $\Gamma$  – это гамма-функция,  $R$  – радиус круга,  $d$  – линейный размер ячейки,  $\varphi$  – географическая широта центра круга.

На рис. 6а приведена карта оценки вариаций сейсмической активности в регионе. Величина  $a = \log_{10} v(3.5)$ , где  $v(3.5)$  – оценка числа землетрясений в ячейке с магнитудой  $M \geq 3.5$ , вычисленная по формуле (5). Значения активности привязаны к центрам кругов сканирования.

Легко видеть, что зоны высокой сейсмической активности оказались значительно расширенными по сравнению с распределением эпицентров. Это связано с тем, что центры кругов сканирования могут оказаться в стороне от землетрясений, попавших в круг. Пример для узла с координатами (108.6°E, 55.5°N) показан на рис. 6б.

Для уточнения карты вариаций сейсмической активности мы будем привязывать значение не к центру круга, а к среднему положению землетрясений выборки (см. рис. 6в). В результате этой операции в некоторые ячейки  $0.1^\circ \times 0.1^\circ$  попадет несколько значений активности. Для каждой такой ячейки мы выберем единственное значение  $v$ , соответствующее максимальной оценке активности. В тех ячейках, куда не попало ни одного значения, мы восстановим активность с помощью интерполяции (см. рис. 6г).



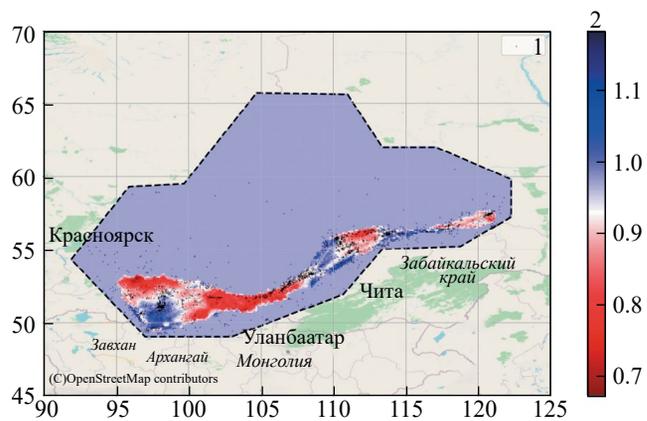
**Рис. 6.** Вариации сейсмической активности  $a = \log_{10} v$ , где  $v$  – оценка числа землетрясений с магнитудой  $M \geq 3.5$ , вычисленная по формуле (5).

а – карта оценки вариаций сейсмической активности, значения активности привязаны к центрам кругов сканирования; б – карта эпицентров землетрясений в круге сканирования с координатами центра (108.6°E, 55.5°N), центр выборки землетрясений (109.4°E, 55.2°N) смещен относительно центра круга; в – пример автоматизации переноса центра кругов сканирования в среднее положение землетрясений выборки; г – карта оценки вариаций сейсмической активности со значениями, привязанными к среднему положению землетрясений выборки.

1 – эпицентры землетрясений из каталога фоновых событий; 2 – шкала вариаций сейсмической активности  $a$ .

Интерполяция выполнена с помощью функции “griddata” и метода линейной интерполяции “linear” пакета `scipy.interpolate`. Функция “griddata” выполняет интерполяцию значений на нерегулярно заданных точках для построения регулярной сетки. Линейная интерполяция основывается на триангуляции Делоне и линейной интерполяции внутри треугольников, образованных этой триангуляцией.

Карта вариаций сейсмической активности с привязкой значений к среднему положению землетрясений выборки, полученная с помощью описанной выше процедуры интерполяции показана на рис. 6г. Активность хорошо соответствует пространственному распределению эпицентров.



**Рис. 7.** Вариации наклона графика повторяемости  $b$  с привязкой к среднему положению землетрясений выборки.

1 – эпицентры землетрясений из каталога фоновых событий; 2 – шкала вариаций наклона графика повторяемости  $b$ .

*Оценка и картирование вариаций наклона графика повторяемости*

Карта вариаций наклона графика повторяемости  $b$  строится по аналогии с картой вариаций сейсмической активности  $a$ . Наклон графика повторяемости оценен методом максимального правдоподобия для группированных данных с ограниченным максимумом магнитуды, который дает несмещенную оценку для выборок небольшого объема [Bender, 1983].

Оценка наклона графика повторяемости  $b$  требует наличия достаточного числа землетрясений. При радиусе  $R = 100$  км и минимальном числе землетрясений  $N = 50$ ,  $b$  может быть оценено только для 6% наиболее сейсмически активной части изучаемой территории. Поэтому для расчета использовались круги с радиусом  $R = 200$  км, где число событий  $N \geq 50$ . В этом случае наклона графика повторяемости  $b$  может быть оценен во всей южной части региона. В кругах, где событий недостаточно, использовалось региональное значение  $b = 0.97$  [Wesnousky, 1999].

Карта вариаций наклона графика повторяемости с привязкой значений к среднему положению землетрясений выборки, полученная с помощью описанной выше процедуры интерполяции (см. рис. 6в) показана на рис. 7.

*Проверка восстановления регионального графика повторяемости*

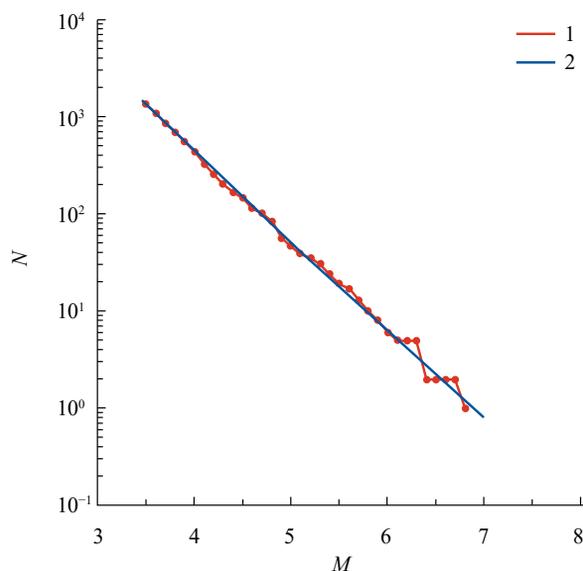
Оценки пространственных вариаций сейсмической активности  $v(3.5)$  и наклона графика повторяемости  $b$  позволяют построить теоретический график повторяемости в регионе путем суммирования по всем ячейкам регулярной сетки расчетное число событий с магнитудой выше заданной. Число землетрясений  $v_i(M)$  с магнитудой, превышающей произвольное значение  $M$  в ячейке  $i$  оценивается как:

$$v_i(M) = v_i(3.5)10^{-b_i(M-3.5)} \quad (7)$$

Здесь  $b_i$  – локальное значение наклона графика повторяемости. Тогда число землетрясений с магнитудой  $m \geq M$  в регионе

$$N(M) = \sum_i v_i(M), \quad (8)$$

где сумма берется по всем ячейкам территории исследования.



**Рис. 8.** Сравнение графиков повторяемости. 1 – график повторяемости зарегистрированной сейсмичности; 2 – график повторяемости, восстановленный по карте пространственных вариаций сейсмической активности  $v(3.5)$  и карте наклона графика повторяемости  $b$ .

Восстановленный таким образом график повторяемости хорошо воспроизводит график повторяемости зарегистрированной сейсмичности (рис. 8). Этот факт обеспечивает корректное моделирование сейсмического режима (в фоновой его части) по полученным оценкам.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

В работе рассмотрен алгоритм определения параметров сейсмического режима для исследуемой территории. Данный алгоритм является унифицированным, что в свою очередь является важным фактором при определении сейсмической опасности в разных регионах исследования, в частности, для совокупной оценки возможного ущерба на относительно большой территории, например, на территории нескольких субъектов Российской Федерации. В работе проведены проверки восстановления регионального параметра  $b$ , что свидетельствует о хорошем соответствии модели реальным данным. На наш взгляд, данный подход является наиболее эффективным в задачах оценки сейсмических рисков с использованием вероятностных подходов.

## ФИНАНСИРОВАНИЕ РАБОТЫ

Исследование выполнено в рамках договора на выполнение научно-исследовательской работы для АО “РНПК”.

## КОНФЛИКТ ИНТЕРЕСОВ

Авторы данной работы заявляют, что у них нет конфликта интересов.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Ризниченко Ю.В.* Об изучении сейсмического режима // Изв. АН СССР. Геофизика. 1958. № 9. С. 1057–1074.
- Шебалин П.Н., Гвишиани А.Д., Дзебоев Б.А., Скоркина А.А.* Почему необходимы новые подходы к оценке сейсмической опасности? // Доклады Российской Академии наук. Науки о Земле. 2022. Т. 507. № 1. С. 91–97.
- Aki K.* Maximum likelihood estimate of  $b$  in the formula  $\log N = a - bM$  and its confidence level // Bull. Earthquake Res. Inst. 1965. V. 43. P. 237–239.
- Baiesi M., Paczuski M.* Scale-free networks of earthquakes and aftershocks // Phys. Rev. E. 2004. V. 69. 066106.
- Baranov S., Narteau C., Shebalin P.* Modeling and prediction of aftershock activity // Surveys in Geophysics. 2022.
- Bender B.* Maximum likelihood estimation of  $b$ -values for magnitude grouped data // Bulletin of the Seismological Society of America. 1983. V. 73. P. 831–851.
- Cornell C.A.* Engineering seismic risk analysis // Bulletin of the Seismological Society of America. 1968. V. 58. Iss. 5. P. 1583–1606.
- Gardner J.K., Knopoff L.* Is the sequence of earthquakes in southern California, with aftershocks removed, Poissonian? // Bulletin of the Seismological Society of America. 1974. V. 64. P. 1363–1367.
- Grassberger P., Procaccia I.* Measuring the strangeness of strange attractors // Physica D: Nonlinear Phenomena. 1983. V. 9. № 1–2. P. 189–208.  
DOI: 10.1016/0167-2789(83)90298-1.
- Marsan D., Lengliné O.* Extending Earthquake’ Reach through Cascading // Science. 2008. V. 319. P. 1076–1079.  
DOI: 10.1126/science.1148783.
- Molchan G.M., Dmitrieva O.E.* Aftershock Identification: Methods and New Approaches // Geophysical Journal International. 1992. V. 109. P. 501–516.  
DOI: 10.1111/j.1365-246X.1992.tb00113.x.
- Munich Re, NatCatService. 2016.  
[https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/Loss\\_events\\_worldwide\\_1980-2015.pdf](https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/Loss_events_worldwide_1980-2015.pdf)
- Reasenber P.* Second-Order Moment of Central California Seismicity, 1969–1982 // Journal of Geophysical Research. 1985. V. 90. P. 5479–5495.  
DOI: 10.1029/JB090iB07p05479.
- Shebalin P.N., Narteau C., Baranov S.V.* Earthquake productivity law // Geophysical Journal International. 2020. V. 222. Iss. 2. P. 1264–126913.  
DOI: 10.1093/gji/ggaa252.
- Shebalin P., Baranov S., Vorobieva I.* Earthquake Productivity Law in a Wide Magnitude Range // Frontiers in Earth Science. 2022. V. 10. Article 881425.  
DOI: 10.3389/feart.2022.881425.
- Shebalin P.N., Baranov S.V., Vorobieva I.A., Grekov E.M., Krushelnitskii K.V., Skorkina A.A., Selyutskaya O.V.* Seismicity Modeling in Tasks of Seismic Hazard Assessment // Doklady Earth Sciences. 2024. V. 515. № 1. P. 514–525.  
DOI: 10.1134/S1028334X23603115, EDN: SNHALD.
- Ulomov V.I.* Seismic hazard of Northern Eurasia // Annali di Geofisica. 1999. V. 42. Iss. 6. P. 1023–1038.
- Vorobieva I., Gvishiani A., Dzeboev B., Dzeranov B., Barykina Y., Antipova A.* Nearest neighbor method for discriminating aftershocks and duplicates when merging earthquake catalogs // Front. Earth Sci. 2022. V. 10. P. 820277.  
DOI: 10.3389/feart.2022.820277.
- Wesnowsky S.G.* Crustal deformation processes and the stability of the Gutenberg-Richter relationship // Bulletin of the Seismological Society of America. 1999. V. 89(4). P. 1131–1137.
- Wells D.L., Coppersmith K.J.* New Empirical Relationships among Magnitude, Rupture Length, Rupture width, Rupture Area, and Surface Displacement. // Bulletin of the Seismological Society of America. 1994. V. 84. P. 974–1002.
- Zaliapin I., Ben-Zion Y.* Earthquake clusters in southern California I: Identification and stability // J. Geophys. Res. Solid Earth. 2013. V. 118. P. 2847–2864.  
DOI: 10.1002/jgrb.50179.
- Zechar J.D., Gerstenberger M.C., Rhoades D.A.* Likelihood-based tests for evaluating space-rate-magnitude forecasts // Bulletin of the Seismological Society of America. 2010. V. 100(3). P. 1184–1195.  
DOI: 10.1785/0120090192.
- Zhuang J., Ogata Y., Vere-Jones D.* Stochastic Declustering of Space-Time Earthquake Occurrences // Journal of the American Statistical Association. 2002. V. 97(458). P. 369–380.  
DOI: 10.1198/016214502760046925.

## Determination of Seismic Regime Parameters for Seismic Hazard Assessment within the Territory of the Irkutsk Oblast

P. N. Shebalin<sup>1, \*</sup>, I. A. Vorobieva<sup>1</sup>, S. V. Baranov<sup>2, 1</sup>, A. A. Kovalenko<sup>3, \*\*</sup>,  
A. I. Livinskiy<sup>1, 3</sup>, A. A. Lykova<sup>3</sup>

<sup>1</sup>*Institute of Earthquake Prediction Theory and Mathematical Geophysics, Russian Academy of Sciences,  
Profsoyuznaya str., 84/32, Moscow, 117997 Russia*

<sup>2</sup>*Kola Branch (KB) FRC UGS RAS,  
Fersmana str., 14, Apatity, Murmansk region, 184209 Russia*

<sup>3</sup>*Russian National Reinsurance Company, Gasheka str., 6, Moscow, 125047 Russia*

*\* e-mail: p.n.shebalin@gmail.com*

*\*\* e-mail: anton.kovalenko@rnrc.ru*

The article considers the problem of determining the parameters of the seismic regime for the territory of the Irkutsk region. To solve this problem, a complete catalog of earthquakes within the studied region with a unified magnitude scale was created for the time period from 1962 to 2021. Determination of seismic regime parameters is an important step for subsequent seismic hazard assessments. The solution of this problem is extremely important for insurance and reinsurance companies, as it makes it possible to use the probabilistic approach in the tasks of earthquake risk assessment, which in turn allows to make the most correct management decisions and ensure the stability of the company's financial system.

*Keywords:* seismic regime, seismic hazard, earthquake catalog, risk assessment, Irkutsk oblast