УДК 550.343.6

ПАРАМЕТРЫ СЕЙСМИЧЕСКОГО РЕЖИМА ВОСТОЧНОГО СЕКТОРА АРКТИЧЕСКОЙ ЗОНЫ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

© 2024 г. И. А. Воробьева^{1,2}, П. Н. Шебалин^{1,2,} *, А. Д. Гвишиани¹, Б. А. Дзебоев¹, Б. В. Дзеранов¹, П. А. Малютин²

1Геофизический центр РАН, г. Москва, Россия

²Институт теории прогноза землетрясений и математической геофизики РАН, г. Москва, Россия

**E-mail: p.n.shebalin@gmail.com* Поступила в редакцию 11.03.2024 г. После доработки 09.04.2024 г. Принята к публикации 27.04.2024 г.

В работе строится модель сейсмического режима для Восточного сектора Арктической зоны Российской Федерации (АЗРФ) на основе недавно сформированного наиболее полного интегрального каталога землетрясений региона с однородной магнитудной шкалой за период 1982–2020 гг. Параметры модели рассчитываются по новому высококонтрастному "методу среднего положения" (МСП), в котором значения определяются в кругах значительного радиуса, но приписываются среднему положению эпицентров. С помощью количественного метода верификации, *L*-теста, основанного на функции правдоподобия, продемонстрировано, что модель хорошо соответствует исходным данным. Восстановленное по модели магнитудно-частотное распределение хорошо соответствует наблюдаемому как по наклону, так и по числу землетрясений. Эпицентры сильнейших землетрясений ($M \ge 6$) как за период 1982–2020 гг., так и за период с 1900 по 1981 гг. по каталогу Кондорской–Шебалина приурочены к местам больших значений ожидаемой повторяемости таких землетрясений, рассчитанной по модели.

Ключевые слова: сейсмический режим, модель, синтетический каталог землетрясений, верификация модели, *L*-тест, Восточный сектор АЗРФ.

DOI: https://doi.org/10.31857/S0002333724050034, EDN: EKBCKX

1. ВВЕДЕНИЕ

Изучение сейсмического режима — совокупности землетрясений, рассматриваемой в пространстве и во времени [Ризниченко, 1958] одна из составных частей работ по оценке сейсмической опасности. Главная задача при этом — построение модели распределения очагов землетрясений в пространстве с учетом их возможной магнитуды и повторяемости во времени. Традиционно, в российской литературе модель сейсмического режима называется моделью зон ВОЗ (возможных очагов землетрясений). На основе модели оценивается возможное воздействие землетрясений в заданной точке на поверхности Земли.

Степень воздействия традиционно определяется в баллах шкалы интенсивности (наиболее распространенными являются шкалы MCK-64 и Mercalli) или в значениях пикового ускорения грунта (PGA, *peak ground acceleration*).

Определение зон ВОЗ и их характеристик основывается, как правило, на двух компонентах: анализе современной и исторической сейсмичности и выявлении активных тектонических разломов. Первоначально построение зон ВОЗ и анализ возможных воздействий землетрясений производились в рамках детерминистского подхода (в российской литературе используется сокращение ДАСО – детерминистский анализ сейсмической опасности). Детерминистские оценки отвечают на вопрос "каково максимально возможное воздействие землетрясения в данной точке?". Обычно считается, что если в данном месте уже происходило землетрясение определенной силы, то землетрясение такой же силы в этом месте может повториться. Другое допущение в рамках этого подхода - сильные землетрясения происходят в виде подвижек по уже сформированным активным тектоническим разломам, и чем больше длина разлома, тем большей магнитуды может быть землетрясение.

Внедрение в мировую практику страхования от стихийных бедствий наряду с информацией о максимальном воздействии землетрясений требует построения вероятностных моделей, позволяющих оценить риск возможных потерь.

В советский период делались первые попытки учета повторяемости землетрясений при построении карт общего сейсмического районирования [Сейсмическое..., 1980]. Эти оценки опирались как на анализ сейсмического режима [Ризниченко, 1980], так и на исследования исторических землетрясений [Кондорская, Шебалин, 1977] и палеосейсмологические исследования [Никонов, 1980]. В 1992 г. была запущена международная программа Global Seismic Hazard Assessment Program (GSHAP) – Глобальная программа оценки сейсмической опасности [Giardini et al., 1999], в которой использовался вероятностный подход (в российской литературе вероятностный анализ сейсмической опасности, ВАСО). Стандартный вариант применения ВАСО – это построение карт с расчетами ожидаемого максимального воздействия на разные интервалы времени (например, 500, 5000, 10000 лет). Проект GSHAP был завершен в 1999 г., на смену ему пришел новый крупный международный проект GEM (Global Earthquake Model) [Pagani et al., 2014], построенный на схожих принципах. В России вероятностный подход был реализован под руководством В.И. Уломова в комплекте карт ОСР-97 [Комплект карт..., 1999]. Позднее издавались модификации этих карт с небольшими изменениями и добавлением территории Крыма (ОСР-2015 и ОСР-2016).

Главный инструмент в вероятностном анализе – закон Гутенберга–Рихтера [Gutenberg, Richter, 1944], устанавливающий подобие повторяемости во времени землетрясений разной магнитуды. Этот закон позволяет по статистике менее сильных оценивать повторяемость более сильных землетрясений. Для перехода от магнитуды землетрясения к степени воздействия на объекты на поверхности Земли используются различные модели затухания. Простейшие из них — модели макросейсмического поля Блейка-Шебалина [Шебалин, 2003], которые устанавливают соотношение между интенсивностью сотрясений в баллах (шкалы Mercalli, MSK-64) и магнитудой, глубиной очага и эпицентральным расстоянием.

ФИЗИКА ЗЕМЛИ № 5 2024

В вероятностном анализе на первом этапе его разработки основная сложность состояла в переходе от моделей зон ВОЗ к ожидаемому эффекту от землетрясений на поверхности Земли, так как такое воздействие может реализовываться как от редких сильных землетрясений на значительном расстоянии от эпицентра, так и от более частых, но менее сильных событий. Проблема была решена в работах Корнелла [Cornell, 1968], считающегося основоположником ВАСО. Поскольку. как показывал анализ расположения гипоцентров землетрясений, далеко не все очаги землетрясений расположены на известных активных разломах, в дополнение к линейным сейсмогенным структурам ("линеаментам") Корнелл предложил использовать площадные структуры ("домены"), считая распределение вероятности появления эпицентров землетрясений в таких структурах равномерным. Такой подход не только позволял применять формулы Корнелла для перехода от зон ВОЗ к зонам ожидаемой балльности сотрясений (модели сотрясаемости) или, позднее, к ожидаемым величинам пикового ускорения грунта (peak ground acceleration, PGA), но и позволял оценить параметры закона Гутенберга-Рихтера в условиях явного недостатка данных в каталогах землетрясений. Предположение о равномерности распределения эпицентров землетрясений в отдельных линейных и площадных структурах частично компенсировало недостаток данных.

В результате развития вычислительной техники появилась возможность замены аналитических выражений Корнелла расчетами с помощью метода Монте-Карло. При таком подходе формируется синтетический каталог землетрясений, реализующий повторяемость землетрясений разной магнитуды в соответствии с параметрами закона Гутенберга–Рихтера, установленными для линеаментов и доменов, а величина интенсивности воздействия, которая может быть превышена на заданном интервале времени в заданных точках на поверхности Земли, определяется путем многократной реализации синтетического каталога на таких интервалах и пересчетом по формулам затухания. Именно такой подход был реализован в комплектах карт ОСР-97, ОСР-2015 и ОСР-2016.

Основой трех поколений вероятностных карт ОСР является линеаментно-доменно-фокальная (ЛДФ) модель зон ВОЗ [Ulomov, 1999]. Несмотря на различие вариантов ЛДФ-модели для OCP-97, OCP-2015 и OCP-2016, различие самих карт невелико и является сушественным лишь для карт С (1% вероятность превышения расчетной балльности за 50 лет). Идеология моделей типа ЛДФ была предложена Корнеллом в 1968 г. [Cornell, 1968], поскольку комбинация линейных и площадных структур позволяла ему получать аналитические выражения для перехода от модели зон ВОЗ к модели сотрясаемости. При переходе к расчетам сотрясаемости на основе синтетических каталогов землетрясений необходимость в этом отпала. Но представление о том, что ЛДФ-модель хорошо воспроизводит реальную сейсмичность настолько прочно закрепилось в сознании исследователей, что она продолжала использоваться и вне методологии Корнелла. По сути, ЛДФ-модель является переходной от ДАСО к ВАСО, поскольку определение линеаментов и доменов основано не на расчетах, а на субъективной экспертной оценке. По-видимому, именно субъективный характер ЛДФ-моделей является главной причиной сушественного завышения в среднем сейсмической опасности на картах ОСР-97 по сравнению с наблюдаемой за период, прошедший с момента их создания [Шебалин и др., 2022]. Следует отметить, что карты, построенные по методологии GSHAP, включая карты ОСР-97, ОСР-2015 и ОСР-2016, отмечаются и важными пропусками разрушительных землетрясений [Wyss et al., 2012; Шебалин и др., 2022].

В ЛДФ-модели как линеаменты, так и домены характеризуются максимальной возможной магнитудой землетрясений M_{max} . Оценки M_{max} для доменов являются в полной мере субъективными. Для линеаментов величина M_{max} обычно определяется по линейным размерам структур на основе баз данных активных разломов (см., например, работы [Bird, 2003; Christophersen et al., 2015; Zelenin et al., 2022]). Такие оценки основаны на предположении, что длина разрыва ограничена границами сегментов разлома, и маловероятно, что землетрясение приведет к разрыву нескольких сегментов [Schwartz, Coppersmith, 1984]. Вместе с тем, исследования некоторых исторических землетрясений и в особенности землетрясения 2016 г. в Каикоуре, Новая Зеландия, M_w 7.8, показали необходимость учета многосегментных разрывов [Hamling et al., 2017]. Таким образом, определение максимальной возможной магнитуды на основе информации об активных разломах и доменах оказывается субъективным и весьма неоднозначным, что может являться причиной недооценки $M_{\rm max}$.

По геологическим, палеосейсмическим или геодезическим данным может оцениваться повторяемость сильнейших землетрясений на конкретных разломах [Howarth et al., 2018]. При этом различные структуры в моделях типа ЛДФ рассматриваются как независимые. В совокупности это может приводить к завышению ожидаемой повторяемости сильных землетрясений на региональном уровне. Аналогичный эффект может возникать также в результате применения гипотезы характеристического землетрясения [Wesnousky, 1999], в соответствии с которой повторяемость наиболее сильных землетрясений в линейных структурах может быть выше, чем ожидается по закону Гутенберга-Рихтера. Применимость этой модели подвергается сомнению многими исследователями, а кажущийся эффект может быть вызван тем, что закон Гутенберга-Рихтера применим лишь для областей, размер которых много больше размеров очага землетрясения максимальной наблюденной магнитуды [Kagan et al., 2012].

Еще один источник возможных ошибок сейсмического районирования на основе моделей типа ЛДФ — фрактальная структура системы разломов, которая не учитывается при нормировании повторяемости событий на площадь рассматриваемой области [Kossobokov, Mazhkenov, 1994; Spada et al., 2011].

Частые разногласия исследователей по поводу границ линейных и площадных структур привели во многих странах к использованию "сглаженной модели сейсмичности", в которой границы зон не требуются [Akinci et al., 2018; Helmstetter, Werner, 2012; Stock, Smith, 2002]. Этот подход обеспечивает гораздо более точные в пространственном отношении оценки параметров по сравнению с моделями типа $ЛД\Phi$, но требует значительно большего количества зарегистрированных землетрясений в широком диапазоне магнитуд для построения детальной и точной модели сейсмического режима. Параметры модели обычно определяются по фактическому каталогу на регулярной сетке с определенным шагом. Используются методы как с постоянным радиусом сглаживания [Frankel, 1995], так и с радиусом сглаживания, который увеличивается по мере уменьшения плотности наблюдаемых землетрясений [Akinci et al., 2018; Helmstetter, Werner, 2012; Pisarenko, Pisarenko, 2022; Stock, Smith, 2002]. В обоих подходах значение оцениваемого параметра приписывается центру круга. Это приводит к существенному снижению пространственной контрастности

модели: на наиболее сейсмически активных участках оценка активности неизбежно оказывается заниженной, а по краям этих участков — завышенной. В работе [Shebalin et al., 2024] предложен высококонтрастный метод, в котором значения параметров приписываются среднему положению эпицентров землетрясений, использованных в расчетах, и в котором площадная нормировка производится с учетом фрактальности.

Значительная часть землетрясений происходит как следствие предшествующих землетрясений. что проявляется в виде возникновения групп, близких по времени и расстоянию событий. В каждой группе событий можно выделить одно, например, сильнейшее или первое по времени. Такие события обычно называются фоновыми. Каждое землетрясение может инициировать связанные с ним сейсмические события – афтершоки. Как правило, принимается, что повторяемость фоновых землетрясений в окрестности каждой точки в рассматриваемом регионе не меняется во времени [Gardner, Кпороff, 1974]. Афтершоки же сконцентрированы в пространстве и времени вблизи отдельных землетрясений за относительно короткий период. Они составляют обычно около половины всех сейсмических событий, поэтому использование полного каталога, без удаления афтершоков (так называемой процедуры декластеризации), неизбежно приводит к локальному завышению опасности вблизи эпицентров сильных землетрясений. Декластеризация основана на бинарной характеристике, согласно которой землетрясение либо является основным толчком, либо нет. Разделение каталога на основные и связанные землетрясения в значительной степени условно, поэтому разные методы декластеризации дают существенно разные результаты [Van Stiphout et al., 2012]. Дополнительным и часто упускаемым из виду последствием простых техник декластеризации (см., например, paбoty [Gardner, Knopoff, 1974]) является то, что они могут вносить значительные искажения в оценки параметров закона Гутенберга-Рихтера, поскольку в результате их применения удаляется неслучайная выборка магнитуд землетрясений [Gerstenberger et al., 2020]. В данной работе мы обоснуем использование сравнительно недавно разработанного метода "ближайшего соседа" [Zaliapin, Ben-Zion, 2013] и применим его для декластеризации каталога землетрясений.

Выбор модели зон ВОЗ или конкретного метода сглаживания обычно основывается

исключительно на экспертных оценках. Для объективного выбора той или иной модели необходимы количественные методы оценивания и сравнения моделей. В работе [Shebalin et al., 2024] описан ряд статистических тестов, которые могут быть использованы для проверки и сравнения эффективности моделей, в том числе их согласованности с ретроспективными данными. В данной работе мы применяем этот метод для проверки построенной модели сейсмического режима.

2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

В данной работе мы ставим задачу построения модели сейсмического режима в Восточном секторе Арктической зоны Российской Федерации (АЗРФ) на регулярной сетке с шагом 0.1° по широте и по долготе. Модель должна учитывать распределение эпицентров фоновых землетрясений (без учета афтершоков) в пространстве и локальные распределения событий по магнитуде в предположении выполнения закона Гутенберга-Рихтера. При этом не ставится задача получения локальных оценок максимальной возможной магнитуды. Таким образом, модель может быть представлена в виде таблицы оценок значений двух параметров для каждой ячейки (i, j) регулярной сетки: ожидаемого числа событий $\lambda_{i,i}$ магнитудой $M \ge M_c$ в ячейке в единицу времени и параметра $b_{i,i}$ закона Гутенберга-Рихтера (наклон магнитудно-частотного распределения землетрясений, МЧР). Модель должна обеспечивать отсутствие эффекта чрезмерного сглаживания, то есть ячейки регулярной сетки, в которых зарегистрировано небольшое число землетрясений и которые находятся на значительном расстоянии от ячеек с высокой сейсмической активностью, не должны иметь высоких значений λ_{*i*,*j*}. Модель должна также учитывать фрактальную структуру системы разломов и, соответственно, пространственного распределения эпицентров. Такой учет важен при нормировании числа событий, подсчитанных в большой области, на размер маленькой ячейки регулярной сетки.

Соответствие модели указанным критериям проверяется рядом количественных тестов: сумма параметра $\lambda_{i,j}$ по всем ячейкам должна примерно совпадать с фактическим среднегодовым числом землетрясений с $M \ge M_c$, а наклон МЧР, восстановленный по локальным значениям $\lambda_{i,j}$ и $b_{i,j}$, должен примерно совпадать с региональным значением параметра *b*. Степень сглаживания сейсмичности проверяется как визуальным сравнением распределения эпицентров землетрясений с моделью, так и количественно с помощью L-теста [Shebalin et al., 2024; Zechar et al., 2010].

3. МЕТОД

Здесь мы используем методику работы [Shebalin et al., 2024], которая включает: 1) разделение каталога землетрясений на фоновые события и афтершоки; 2) построение высококонтрастной модели параметров сейсмического режима фоновых землетрясений; 3) верификацию модели.

3.1. Метод "ближайшего соседа для выделения афтершоков"

Подробный анализ существующих методов разделения каталога землетрясений на независимые и связанные события (процедуры декластеризации) приведен во второй главе монографии [Баранов, Шебалин, 2019]. К настоящему времени сложилось два класса методов декластеризации каталогов землетрясений: детерминистские и стохастические. Детерминистские методы можно условно разделить на "оконные" [Gardner, Knopoff, 1974] и "кластерные" [Reasenberg, 1985; Molchan, Dmitrieva, 1992; Zaliapin, Ben-Zion, 2013]. К стохастическим относятся метод Жуанга [Zhuang et al., 2002] и метод модельно-независимой стохастической декластеризации MISD [Marsan, Lengline, 2008]. Несмотря на важные преимущества, стохастические методы принципиально не дают однозначного результата, что затрудняет их использование. Оба эти метода используют предположение о том, что землетрясения одинаковой магнитуды имеют примерно одинаковое количество афтершоков. Это предположение опровергается недавно установленным законом продуктивности землетрясений [Shebalin et al., 2020; 2022; Baranov et al., 2022], в соответствии с которым число афтершоков от землетрясений одной магнитуды варьирует в широком диапазоне и имеет распределение экспоненциального типа. Наиболее точными являются методы Молчана-Дмитриевой [Molchan, Dmitrieva, 1992] и Заляпина–Бен-Зиона [Zaliapin, Ben-Zion, 2013]. Оба метода уравнивают ошибки отнесения фоновых событий к афтершокам и наоборот. Преимущество метода "ближайшего соседа" Заляпина-Бен-Зиона состоит в том, что в нем устанавливается иерархия последовательности афтершоков, в которой в явном виде выделяются афтершоки афтершоков, их афтершоки и т.д. В отличие от метода Молчана—Дмитриевой не предполагается эллиптическая форма пространственного распределения эпицентров афтершоков. Эти преимущества определяют окончательный выбор в пользу метода Заляпина—Бен-Зиона.

В этом методе пары связанных событий считаются триггером (или "родителем") и инициируемым событием ("потомком"); "потомок" всегда возникает позже "родителя". Каждое событие может иметь несколько "потомков", но не более одного "родителя". Для определения связанных событий в пространстве-времени-магнитуде для пары событий с индексами *i* и *j* вводится функция близости [Baiesi, Paczuski, 2004]:

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

где: t_{ij} — время между событиями (сутки); r_{ij} — расстояние между эпицентрами; d_f — фрактальная размерность пространственного распределения землетрясений; b —параметр закона Гутенберга—Рихтера (*b*-value); m_i — магнитуда события *i*. Землетрясение *i* считается "родителем" события *j*, если: 1) величина η_{ij} является минимальной по всем *i* ("ближайший сосед"); 2) $\eta_{ij} \leq \eta_0$.

Пороговая величина η_0 оптимально разделяет независимые и связанные события. Значение η_0 определяется по методу работы [Shebalin et al., 2020]. Идея метода заключается в том, что распределение функции близости для независимых землетрясений может быть смоделировано с использованием рандомизированного каталога, полученного путем случайного перемешивания времен событий относительно их координат гипоцентра и магнитуд. Окончательно, каталог фоновых событий формируется из событий в исходном каталоге, для которых значение функции близости до "ближайшего соседа" ("потенциального родителя") $\eta_i > \eta_0$.

3.2. Высококонтрастный метод сглаживания сейсмичности

Главная проблема, которая возникает в задаче оценки локальных значений параметров сейсмического режима, состоит в том, что подсчет числа событий приходится проводить в пространственных объемах с линейным размером значительно большим, чем шаг регулярной сетки. Из-за неравномерности пространственного распределения сейсмичности результаты сильно зависят от выбранного способа сглаживания. Как было указано во Введении, для оценки параметра b закона Гутенберга-Рихтера необходимо рассматривать область размером много большим, чем размер очага сильнейшего зарегистрированного землетрясения, поэтому предпочтительным является метод с фиксированным радиусом сглаживания. В работах [Shebalin et al., 2024; Vorobieva et al., 2024] была предложена модификация этого метода, в которой значения оцениваемого параметра приписываются не центру круга, а среднему положению землетрясений выборки. Здесь мы будем сокращенно именовать этот метод "методом среднего положения" МСП.

Для локальных оценок параметра $\lambda_{i,j}$ регион сканируется кругами с постоянным радиусом R с центрами в узлах регулярной сетки с шагом D по широте и долготе, в которых подсчитывается число событий из каталога фоновых землетрясений $N_{i,j}$ с магнитудой не ниже представительной магнитуды M_c , нормированное на длительность T, периода, охватываемого каталогом. Площадь кругов много больше площади ячеек регулярной сетки, поэтому необходимо также приведение полученного значения к площади ячейки. С учетом фрактальной структуры множества эпицентров значение вычисляется по формуле:

$$\lambda_{i,j} = \frac{1}{T} N_{i,j} \frac{S_{cell}}{S_{circle}},\tag{2}$$

где:
$$S_{circle} = R^{d_f^b} \frac{\pi^{d_f^b}/2}{\Gamma\left(1 + \frac{d_f^b}{2}\right)}$$
 и $S_{cell} = D^{d_f^b} \cos(\varphi) -$

площади круга и ячейки в d_f^b -мерном пространстве; φ — широта центра ячейки; Γ — гаммафункция; R — радиус круга; d_f^b — фрактальная размерность пространственного распределения эпицентров фоновых землетрясений. В результате этой операции в некоторые ячейки попадет несколько значений активности, а некоторые оказываются "пустыми". Для каждой такой ячейки выбирается единственное значение $\lambda_{i,j}$, соответствующее максимальной оценке. В "пустых" ячейках значения $\lambda_{i,j}$ определяются путем интерполяции криволинейными сплайнами

ФИЗИКА ЗЕМЛИ № 5 2024

с помощью встроенной процедуры "Surface" пакета Generic Mapping Tool [Wessel et al., 2019].

Параметр $b_{i,j}$ также определяется в кругах радиуса R_b , а значения приписываются среднему положению эпицентров. Если число событий в круге 50 или более, то оценивание проводится методом максимального правдоподобия для группированных данных с ограниченным максимумом магнитуды, который дает несмещенную оценку для выборок небольшого объема [Bender, 1983]. При меньшем числе событий используется значение региональной оценки параметра *b*. Если в одну ячейку попадает несколько оценок, то выбирается та, что была сделана по максимальному числу событий.

3.3. Верификация моделей

Для того чтобы можно было проверить, действительно ли модель сейсмического режима выполняет прогнозную функцию, необходимо установить критерии соответствия модели реальности. В работе [Shebalin et al., 2024] было предложено использование одного из возможных подходов, основанного на функции правдоподобия, L-тест [Zechar et al., 2010] и его модификации. Модель сейсмического режима определяет ожидаемое число сейсмических событий в определенных ячейках пространства-времени-магнитуды за период наблюдений Т. Функция правдоподобия определяет совместную вероятность реальных событий, произошедших в соответствующих ячейках. Правдоподобие определяется как произведение по всем элементам пространства-магнитуды вероятностей реализации в них фактически наблюденного числа событий. Обычно используется логарифмическая функция правдоподобия:

$$L = \sum_{i,j,m} \ln \left[f_{ijm} \left(\omega(i,j,m) \right) \right], \tag{3}$$

где: $\omega(i, j, m)$ обозначает число реализаций землетрясений в интервале магнитуды *m* и в элементе пространства (i, j) за период времени *T*; $f_{ijm}(k)$ указывает вероятность *k* реализаций землетрясений за период *T* в ячейке пространства магнитуды.

Рассматривая фоновые землетрясения, мы предполагаем их независимость и, тем самым, количество землетрясений в каждой ячейке имеет распределение Пуассона. В этом случае уравнение (3) имеет вид:

$$L = \sum \left[-T\lambda(i, j, m) + \omega(i, j, m) \ln(T\lambda(i, j, m)) - \ln(\omega(i, j, m)!) \right],$$
(4)

где $\lambda(i, j, m)$ — ожидаемое число событий в ячейке пространства—магнитуды, легко пересчитываемое из значения $\lambda_{i,j}$ по закону Гутенберга— Рихтера.

Оценить соответствие модели реальным данным можно путем многократного применения формулы (4) к непересекающимся частям синтетического каталога землетрясений длительностью Т каждый. Для каждой k-ой части рассчитывается логарифмическая функция правдоподобия L_k по формуле (4) аналогично расчетам с использованием реального каталога. Затем рассчитывается доля у случаев. в которых значение правдоподобия по синтетическому каталогу меньше, чем по реальному. Очень маленькое значение у указывает на то, что модель не согласуется с наблюдениями (на доверительном уровне $100(1-\gamma)\%$). Значение γ около 50% означает хорошее согласование модели с реальными данными, по которым она построена.

Другой важный тест — проверка восстановления регионального магнитудно-частотного распределения при суммировании локальных частот. Для всех значений магнитуды $M \ge M_c$ должно приблизительно выполняться соотношение:

$$10^{a-bM} \cong \sum_{i,j} 10^{a_{i,j} - b_{i,j}M},\tag{5}$$

где $a_{i,j} = \lg \lambda_{i,j}$.

В обоих описанных тестах результаты могут говорить только о соответствии модели тем данным, по которым она построена, что является необходимым, но недостаточным условием верификации модели.

Наибольший ущерб возникает от сильнейших землетрясений. Как правило, для сильных землетрясений каталог является полным за значительно более длительный период, чем каталог, по которому оцениваются параметры модели сейсмического режима. Еще один тест позволяет проверить, насколько положение эпицентров сильных землетрясений прошлого, которые не использовались для оценки параметров, совпадают с местами высоких локальных значений повторяемости землетрясений такой магнитуды, в построенной модели. Результаты этого теста могут говорить о том, насколько точно модель может предсказывать будущую сейсмичность территорий.

4. РЕГИОН ИССЛЕДОВАНИЯ И ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Изучение сейсмического режима Восточного сектора АЗРФ началось сравнительно недавно. Первые шаги в этих исследованиях были сделаны Н.В. Шебалиным и Н.В. Кондорской в работах [Кондорская, Шебалин, 1977; Kondorskava, Shebalin, 1981]. Более современные каталоги сильных землетрясений Восточного сектора АЗРФ были построены в работах В.И. Уломова и В.С. Имаева [Ulomov, 1999; Имаев и др., 2020; Shibaev et al., 2020]. За последние 20 лет в восточном секторе АЗРФ произошло несколько сильных землетрясений, магнитуда которых превысила 6.0. Среди них необходимо отметить Олюторское землетрясение с M = 7.6[Chebrov, 2010; Lander et al., 2010; Rogozhin et al., 2010], Илин-Тасское (Абыйское) землетрясение с M = 6.7 и землетрясение на границе Камчатки и Чукотки с M = 6.4 [Имаев и др., 2020; Shibaev et al., 2020]. Изучению этих и других землетрясений, а также оценке сейсмической опасности восточного сектора АЗРФ посвящены работы [Imaeva et al., 2019; Daragan-Sushchova et al., 2015; Kanao et al., 2015; Skorkina, 2020].

В работе [Gvishiani et al., 2022] для Восточного сектора Арктической зоны Российской Федерации создан интегральный наиболее полный и представительный каталог землетрясений с однородной магнитудной шкалой. Он представляет собой объединение данных о землетрясениях из региональных каталогов Единой Геофизической службы РАН (Якутия, северо-восток России и Камчатка) и данных Международного сейсмологического центра ISC. Объединение производилось с помощью специально разработанной математической методики [Vorobieva et al., 2022], позволяющей идентифицировать образующиеся при объединении дубли. Интегральный каталог содержит информацию о 23 254 сейсмических событиях за период 1962-2020 гг. и выложен в открытый доступ на сайте Мирового центра данных по физике твердой Земли (http://www.wdcb.ru/ arctic antarctic/arctic seism.html).

44



Рис. 1. Карта представительной магнитуды M_c 1982—2020 гг., построенная мультимасштабным методом [Vorobieva et al., 2013]. Многоугольником отмечена область, где для вычисления параметров сейсмичности используются землетрясения с $M \ge 3.0$. На остальной территории используются землетрясения с $M \ge 4.0$. Кружками показаны эпицентры землетрясений с $M \ge 3.0$ из каталога фоновых событий (см. раздел 5.1).

На рис. 1 показана карта представительной магнитуды интегрального каталога за 1982–2020 гг., построенная мультимасштабным методом [Vorobieva et al., 2013]. Данные до 1982 г. не используются при построении модели сейсмического режима, т.к. в этот период магнитуды большинства событий были пересчитаны из целочисленных энергетических классов, и поэтому имеют шаг дискретизации 0.5. Кроме того, большинство эпицентров приведено с точностью до 0.1°. Такая точность параметров сейсмических событий недостаточна для применения методов, использованных в настоящей работе.

ФИЗИКА ЗЕМЛИ № 5 2024

5. РЕЗУЛЬТАТЫ

5.1. Каталог фоновых событий

Для разделения каталога на фоновые и связанные события (афтершоки), в соответствии с подразделом 3.1 необходимо определить региональные значения параметров b и d_f в формуле (1). Параметр d_f оценивался (рис. 2а) методом наименьших квадратов по числу N пар эпицентров с расстоянием меньшим или равным DR [Grassberger, Procaccia, 1983] в диапазоне 1–20 км. Нижняя граница диапазона выбрана приблизительно равной точности представления



Рис. 2. Оценка параметров функции близости (1): (а) – корреляционная фрактальная размерность d_f множества эпицентров землетрясений с $M \ge 3.0$; (б) – параметр *b* магнитудно-частотного распределения землетрясений с $M \ge 4.0$.

эпицентров в каталоге, для большинства событий это 0.01° , верхняя граница — линейному размеру очагов сильных землетрясений в регионе. Параметр *b* оценивался методом [Bender, 1983] (рис. 26). Принято значение представительной магнитуды $M_c = 4.0$. Получены оценки $d_f = 1.81$ и b = 0.924.

Следуя методике работы [Shebalin et al., 2020], мы определяем пороговое значение η_0 для функции близости, моделируя каталог фоновых событий путем случайного перемешивания времен событий в исходном каталоге относительно их координат эпицентра и магнитуды. Рандомизированный таким образом каталог все еще может сохранять некоторую пространственно-временную кластеризацию. Чтобы преодолеть эту проблему, сначала грубым методом (путем введения значения η_0^*) проводится предварительная декластеризация: из каталога исключаются очевидные афтершоки, то есть события, для которых находится "родитель" со значением функции близости $\eta \leq \eta_0^*$. Значение η_0^* определяется с помощью анализа правого края распределения функции (1) для "ближайших соседей" (рис. 3а): находится значение правой моды распределения (обозначим это значение η_m) и положение половины высоты правой ветви распределения ($\eta_{1/2}$), принимается значение $\eta_0^* = \eta_m - 2(\eta_{1/2} - \eta_m)$. Затем осуществляется перемешивание предварительно декластеризованного каталога. Для каждого времени землетрясения случайным образом выбираются координаты гипоцентра и магнитуды. Затем строится распределение $F_{random}(\eta)$ для ближайших соседей в полученном рандомизированном каталоге. Предполагая, что $F_{random}(\eta)$ воспроизводит распределение для фоновых землетрясений, мы выполняем декомпозицию распределения $F_{real}(\eta)$ минимальных значений функции (1) в исходном каталоге на две части:

$$F_{real}(\eta) = (1-k)F_{clustered}(\eta) + kF_{random}(\eta). \quad (6)$$

Аналогичное уравнение справедливо для плотностей распределений $p_{real}(\eta)$, $p_{random}(\eta)$, $p_{clustered}(\eta)$. Чтобы оптимизировать вес k, находится наилучшее совпадение $k p_{random}(\eta)$ с правой ветвью $p_{real}(\eta)$ (рис. 3а). Единственная мода распределения для рандомизированного каталога обычно близка к истинной (а иногда и единственной) моде для реального каталога, выбор k



Рис. 3. Оптимизация порога декластеризации для каталога Восточного сектора АЗРФ: (а) – плотность распределения $p_{real}(\eta)$ значений функции (1) для пар "ближайших соседей" в основном каталоге (серая линия) и ее декомпозиция: величина $k \, p_{random}(\eta)$ (синяя линия), где $p_{random}(\eta)$ – плотность распределения в рандомизированном каталоге; k – коэффициент (см. текст), и величина $(1-k) \, p_{clustered}(\eta)$ (красная линия), определяемая как разность $p_{real}(\eta) - k \, p_{random}(\eta)$; (б) – распределение минимальных значений функции близости для исходного ($F_{real}(\eta)$, серая линия) и рандомизированного ($F_{random}(\eta)$, синяя линия) каталогов. Красная сплошная линия представляет величину $F_{clustered}(\eta)$, определяемую уравнением (6), а штриховая красная линия – величину $1 - F_{clustered}(\eta)$. Пороговое значение η_0 определяется по равенству доли фоновых событий, относимых с этим порогом к связанным, и доли связанных событий, относимых к фоновым (уравнение (6)). На графике это координата пересечения синей и красной штриховой кривых.

обеспечивает несколько меньшую высоту моды $k p_{random}(\eta)$, чтобы избежать отрицательных значений для $p_{clustered}(\eta)$ и значений $F_{random}(\eta)$, больших 1. Наконец, окончательное значение η_0 находится из условия равенства интенсивностей (числа событий в единицу времени) потоков кластеризованных землетрясений (с "ближайшими соседями" $\eta \leq \eta_0$) и фоновых событий с ближайшими соседями $\eta > \eta_0$ (рис. 3б):

$$1 - F_{clustered}(\eta_0) = F_{random}(\eta_0).$$
⁽⁷⁾

С помощью полученной оценки $\lg \eta_0 = -0.61$ произведено выделение в исходном каталоге фоновых землетрясений. Из каталога исключены все события, для которых находится "родитель", с которым выполняется условие $\eta \le \eta_0$. Каталог включает 2275 событий с $M \ge 3.0$ из них 371 событие с $M \ge 4.0$. В дальнейших расчетах используется только каталог фоновых землетрясений.

5.2. Параметры сейсмического режима в модели МСП

В модели МСП при нормировании плотности эпицентров на размер площадки, в которой подсчитывается число событий, учитывается фрактальная структура распределения эпицентров в пространстве. Мы предполагаем, что в рассматриваемом регионе можно принять региональную оценку фрактальной размерности для всей территории. Поэтому, прежде всего, необходимо произвести оценку этой величины. Аналогично оценке фрактальной размерности d_f для полного каталога была получена оценка для декластеризованного каталога $d_f^b = 1.88$. Оценка проводилась в диапазоне расстояний от 1 до 100 км (рис. 4). Как и ожидалось, график зависимости от пороговой величины DR числа пар эпицентров, расстояние между которыми не превышает DR, для фоновых землетрясений сохраняет в билогарифмическом масштабе линейный вид в существенно более широком диапазоне, чем



Рис. 4. Оценка корреляционной фрактальной размерности множества фоновых землетрясений с $M \ge 3.0$ для расчета параметров сейсмичности.

в случае полного каталога, а полученная оценка несколько выше.

По методике, описанной в разделе 3.2, построены карты активности $a(M \ge 4) = \log_{10} \lambda_{i,j}$ (рис. 5) и $b_{i,j}$ (рис. 6). Для оценок $\lambda_{i,j}$ использовались круги радиуса R = 200 км, в кругах без эпицентров перед интерполяцией принималось значение $\lambda_{i,j} = 10^{-5}$ год⁻¹. Для оценок $b_{i,j}$ использовались круги радиуса $R_b = 300$ км. Оценка проводилась при минимальном количестве событий 50, в противном случае использовалось региональное значение для фоновых событий b = 0.900.

По полученным локальным значениям $\lambda_{i,j}$ и $b_{i,j}$ легко пересчитать по закону Гутенберга— Рихтера модель активности для любой магнитуды. Ниже на рис. 9 приведен пример такого пересчета для $M \ge 6$.

5.3. Проверка соответствия модели данным о фактических землетрясениях

По методике, описанной в разделе 3.3, была рассчитана логарифмическая функция правдоподобия L = -2971 для фоновых землетрясений с магнитудой $M \ge 4$. Чтобы определить, насколько велико полученное значение, был сформирован синтетический каталог землетрясений по методике работы [Shebalin et al., 2024] на условный период 20 000 лет. По региональной модели (b=0.9, число событий с $M \ge 4.0 - 371$ за период 39 лет) с помощью генератора случайных чисел определялись время и магнитуда M событий с точностью до 0.1. Затем по локальным оценкам $\lambda_{i,j}$ и $b_{i,j}$ пересчитывались значения $\lambda(i, j, M) = \lambda_{i,j} 10^{-b(M-4)}$ для полученного значения магнитуды. Положение ячейки (i, j), в которую попало событие, определялось с помощью генератора равномерно распределенной случайной величины $0 \le \xi < 1$

так, что
$$\sum_{k=1}^{i} \sum_{l=1}^{j} \lambda(k,l,M) \leq \xi \lambda^{M} < \sum_{k=1}^{i} \sum_{l=1}^{j+1} \lambda(k,l,M),$$

где $\lambda^{M} = \sum_{l,i} \lambda(j,k,M).$ Синтетический каталог

нарезан на отрезки длительностью 39 лет, и по каждому отрезку, как по фактическому каталогу, определено значение *L*. Гистограмма и распределение полученных значений приведены



Рис. 5. Локальные оценки сейсмической активности $a(M \ge 4) = \log_{10} \lambda_{i,j}$ плотности числа землетрясений с магнитудой $M \ge 4.0$ в год, вычисленные по формуле (2). Значения a(m4) привязаны к среднему положению землетрясений выборки с последующей интерполяцией криволинейными сплайнами. Эпицентры землетрясений показаны черными кружками.

на рис. 7. Как видно, значение L-теста лежит вблизи медианы распределения значений L по синтетическому каталогу, что говорит об очень хорошем соответствии модели фактическим данным.

Была проведена также проверка восстановления регионального магнитудно-частотного распределения при суммировании локальных МЧР. Как следует из рис. 8, эту проверку можно считать успешной. В качестве заключительного теста в данной работе было проведено сравнение локальных оценок сейсмической активности $a(M \ge 6)$ и положения эпицентров землетрясений с $M \ge 6.0$ как использованных при определении параметров модели (1982—2020 гг.), так и исторических (1900—1981 гг.). Результаты представлены на рис. 9 и в таблице.

Как видно из рис. 9 и таблицы, лишь 4 из 30 землетрясений (2 из них до 1982 г.) произошли в зонах с невысокими локальными значениями $a(M \ge 6)$.



Рис. 6. Локальные оценки параметра *b_{i,j}* закона Гутенберга—Рихтера. Значения привязаны к среднему положению землетрясений выборки с последующей интерполяцией криволинейными сплайнами.

6. ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ И ВЫВОДЫ

С использованием интегрированного каталога Восточного сектора АЗРФ [Gvishiani et al., 2022] после процедуры выделения и удаления афтершоков построена модель сейсмического режима фоновых землетрясений (основных толчков) для региона в пределах $57.5^{\circ}-77^{\circ}$ с.ш., 110° в.д.— 165° з.д. Модель хорошо соответствует данным, по которым определены ее параметры, о чем свидетельствуют результаты *L*-теста и проверки восстановления регионального

магнитудно-частотного распределения при суммировании локальных МЧР.

Для построения модели и определения ее параметров использован строгий легко воспроизводимый алгоритм. В модели, в отличие от модели ЛДФ [Ulomov, 1999] не использованы данные об активных сейсмогенных разломах, не проведено разделение рассматриваемого региона на отдельные зоны, не использованы какие-либо другие данные, носящие элементы субъективности. При этом большинство эпицентров сильных землетрясений ($M \ge 6.0$), в том числе события 1900–1981 гг., не использованные при построении модели,



Рис. 7. Результаты *L*-теста. Вертикальной линией показано значение *L*-теста, гистограмма и ступенчатая линия отражают распределение значений *L*, полученных по синтетическому каталогу.



Рис. 8. Проверка восстановления регионального МЧР фоновых землетрясений при суммировании локальных распределений. Черными точкам показано региональное магнитудно-частотное распределение. Красная линия соответствует сумме локальных распределений по формуле (6).



Рис 9. Сравнение локальных оценок сейсмической активности $a(M \ge 6)$ и положения эпицентров землетрясений с $M \ge 6.0$ (звездочки): красные – 1982–2020 гг. [Gvishiani et al., 2022]; синие – 1900–1981 гг., [Кондорская, Шебалин, 1977; Kondorskaya, Shebalin, 1982].

оказалось приурочено к локальным зонам высокой ожидаемой повторяемости землетрясений с $M \ge 6.0$, рассчитанной по модели. Это косвенно говорит о том, что модель способна предсказывать будущую сейсмическую активность.

К сожалению, данных недостаточно, чтобы построить модель только по данным за период до 2006 г. Это позволило бы определить насколько хорошо модель могла бы "предсказать" сильнейшие землетрясения в регионе в XXI столетии – Олюторское 21.04.2006 г., M = 7.6 в Корякии и Илин-Тасское 14.02.2013 г., M = 6.7 в Якутии.

Оба землетрясения привели к значительному "покраснению" карт ОСР-2015 по сравнению с ОСР-97.

В современных условиях, когда период накопления качественных инструментальных данных о землетрясениях составляет уже несколько десятков лет, в рамках вероятностного подхода к оценке общей сейсмической опасности при определении зон ВОЗ, по-видимому, отпадает необходимость использования дополнительных, не всегда в достаточной степени объективных данных. В высокосейсмичных местах и в местах строительства важных Сильные землетрясения с *M* ≥ 6.0, 1900–1981 гг. [Кондорская, Шебалин, 1977; Kondorskaya, Shebalin, 1982]; 1982–2021 гг. [Gvishiani et al., 2022]

Nº	Дата	Широта, град	Долгота, град	М	Приуроченность к зоне повышенной активности
1	1913.3.18	63.4	145.8	6.2	Да
2	1918.11.30	71.2	134	6.2	Да
3	1927.11.14	69.9	129.9	6.8	Да
4	1928.2.3	70.5	128.8.	6.2	Да
5	1928.2.21	66.5	-173	6.9	Да
6	1928.2.24	67.2	-173.4	6.3	Да
7	1928.2.26	66.7	-172.5	6.4	Да
8	1928.5.1	66.8	-172	6.2	Да
9	1931.7.15	58.9	149	6.2	Да
10	1931.10.10	59.3	147.8	6.6	Да
11	1943.3.7	58.5	166	6.7	Да
12	1951.2.12	65.8	137	6.4	Да
13	1951.4.14	61.3	137.4	6.5	Нет
14	1962.4.19	69.5	138.5	6.2	Нет
15	1969.11.22	57.8	163.6	7.7	Да
16	1971.5.18	64	146.1	7.1	Да
17	1976.1.21	58.85	163.74	6.3	Да
18	1991.3.8	60.828	167.0754	6.6	Да
19	1996.10.24	66.9183	186.9593	6.0	Да
20	2006.4.20	60.8802	167.0464	7.6	Да
21	2006.4.21	60.4496	165.9587	6.1	Да
22	2006.4.21	61.3001	167.7524	6.0	Да
23	2006.4.29	60.4481	167.6232	6.6	Да
24	2006.5.22	60.7339	165.8081	6.6	Да
25	2008.6.22	67.6952	141.3933	6.1	Да
26	2010.4.30	60.4607	182.0898	6.5	Нет
27	2010.4.30	60.4779	182.3964	6.3	Нет
28	2012.6.24	57.5012	163.4145	6.0	Да
29	2013.2.14	67.5173	142.7017	6.7	Да
30	2020.1.9	62.358	171.0611	6.4	Да

2024

объектов, тем не менее, несомненно сохраняется необходимость детальных исследований, включающих использование исторических данных о землетрясениях, палеосейсмических наблюдений, детальных исследований современных движений земной коры, а также построение точных моделей затухания сейсмических волн и в некоторых случаях моделирование воздействия возможных землетрясений на конкретные сооружения.

ФИНАНСИРОВАНИЕ РАБОТЫ

Работа выполнена в рамках гранта Российского научного фонда № 21-77-30010 "Системный анализ динамики геофизических процессов в российской Арктике и их воздействие на развитие и функционирование инфраструктуры железнодорожного транспорта".

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Баранов С.В., Шебалин П.Н. Закономерности постсейсмических процессов и прогноз опасности сильных афтершоков. М.: РАН. 2019. 218 с.

Имаев В.С., Имаева Л.П., Козьмин Б.М. Сильное Улахан-Чистайское землетрясение 20 января 2013 года ($M_s = 5.7$) в зоне влияния системы разлома Улахан на Северо-Востоке России // Вестник Санкт-Петербургского университета. Науки о Земле. 2020. Т. 65. Вып. 4. С. 740–759. DOI: 10.21638/spbu07.2020.408

Комплект карт общего сейсмического районирования территории Российской Федерации – ОСР-97. Масштаб: 1:8 000 000. 1999 г. / В.Н. Страхов, В.И. Уломов (гл. ред.). Объединенный институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН. 4 листа.

Кондорская Н.В., Шебалин Н.В. (ред.). Новый каталог сильных землетрясений на территории СССР с древнейших времен до 1975 г. М.: Наука. 1977. 536 с.

Никонов А.А. Определение магнитуд и повторяемости сильных землетрясений прошлого по сейсмодислокациям (на примере зоны сочленения Памира и Тянь-шаня) // Докл АН СССР. 1980. Т. 250. № 3. С. 336.

Ризниченко Ю.В. Об изучении сейсмического режима // Изв. АН СССР. Сер. Геофизическая. 1958. № 9. С. 1057–1074.

Ризниченко Ю.В. Сейсмический режим и сейсмическая активность. Сейсмическое районирование территории СССР. М.: Наука. 1980. С. 47–58.

Сейсмическое районирование территории СССР: методические основы и региональное описание карты 1978 г. М.: Наука. 1980. 307 с.

Шебалин Н.В. Количественная макросейсмика (фрагменты незавершенной монографии). Магнитное поле Земли: математические методы описания. Проблемы макросейсмики. Вычислительная сейсмология; Вып. 34. М.: ГЕОС. 2003. С. 57–200.

Шебалин П.Н., Гвишиани А.Д., Дзебоев Б.А., Скоркина А.А. Почему необходимы новые подходы к оценке сейсмической опасности? // Докл. РАН. Науки о Земле. 2022. Т. 507. № 1. С. 91–97. DOI: 10.31857/ S2686739722601466

Akinci A., Moschetti M.P., Taroni M. Ensemble smoothed seismicity models for the new Italian probabilistic seismic hazard map // Seismological Research Letters. 2018. V. 89. № 4. P. 1277–1287. DOI: 10.1785/0220180040

Baiesi M., Paczuski M. Scale-free networks of earthquakes and aftershocks // Physical Review E. 2004. V. 69. Is. 6. P. 066106-1-066106-8. DOI: 10.1103/ PhysRevE.69.066106

Baranov S.V., Narteau C., Shebalin P.N. Modeling and Prediction of Aftershock Activity // Surveys in Geophysics. 2022. V. 43. P. 437–48. DOI: 10.1007/s10712-022-09698-0

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.

Bird P. An updated digital model of plate boundaries // Geochemistry, Geophysics, Geosystems. 2003. V. 4. Is. 3. P. 1027. DOI: 10.1029/2001GC000252

Chebrov V.N. The Olyutorskii earthquake of April 20, 2006: Organizing surveys, observations, problems, and results // Volcanology and Seismology. 2010. V. 4. P. 75–78. DOI: 10.1134/S0742046310020016

Christophersen A., Litchfield N., Berryman K., Thomas R., Basili R., Wallace L., et al. Development of the Global Earthquake Model's neotectonic fault database // Natural Hazards. 2015. V. 79. P. 111–135. DOI: 10.1007/s11069-015-1831-6

Cornell C.A. Engineering seismic risk analysis // Bulletin of the Seismological Society of America. 1968. V. 58. Is. 5. P. 1583–1606.

Daragan-Sushchova L.A., Petrov O.V., Sobolev N.N., Daragan-Sushchov Y.I., Grin'ko L.R., Petrovskaya N.A. Geology and tectonics of the northeast Russian Arctic region, based on seismic data // Geotectonics. 2015. V. 49. P. 469–484. DOI: 10.1134/S0016852115060023

Frankel A. Mapping seismic hazard in the central and eastern United States // Seismological Research Letters. 1995. V. 66. № 4. P. 8–21. DOI: 10.1785/gssrl.66.4.8

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.

Gerstenberger M.C., Marzocchi W., Allen T., Pagani M., Adams J., Danciu L., et al. Probabilistic seismic hazard analysis at regional and national scales: State of the art and future challenges // Reviews of Geophysics. 2020. V. 58. e2019RG000653. DOI: 10.1029/2019RG000653

Giardini D., Grunthal G., Shedlock K.M., Zhang P. The GSHAP Global Seismic Hazard Map // Annali di Geofisica. 1999. V. 42. Is. 6. P. 1225–1228. DOI: 10.4401/ ag-3784 *Grassberger P., Procaccia I.* Measuring the Strangeness of Strange Attractors // Physica D: Nonlinear Phenomena. 1983. V. 9. P. 189–208. DOI: 10.1016/0167-2789(83)90298-1

Gutenberg B., Richter C.F. Frequency of earthquakes in California // Bulletin of the Seismological Society of America. 1944. V. 34. № 4. P. 185–188.

Gvishiani A.D., Vorobieva I.A., Shebalin P.N., Dzeboev B.A., Dzeranov B.V., Skorkina A.A. Integrated earthquake catalog of the Eastern sector of the Russian Arctic // Applied Sciences (Switzerland). 2022. V. 12. № 10. P. 5010. DOI: 10.3390/ app12105010

Hamling I.J., Hreinsdóttir S., Clark K., Elliott J., Liang C., Fielding E., et al. Complex multifault rupture during the 2016 M_w 7.8 Kaikōura earthquake, New Zealand // Science. 2017. V. 356. № 6334. DOI: 10.1126/science.aam7194

Helmstetter A., Werner M.J. Adaptive spatiotemporal smoothing of seismicity for longterm earthquake forecasts in California // Bulletin of the Seismological Society of America. 2012. V. 102. Is. 6. P. 2518–2529. DOI: 10.1785/0120120062

Howarth J.D., Cochran U.A., Langridge R.M., Clark K., Fitzsimons S.J., Berryman K., et al. Past large earthquakes on the Alpine Fault: Paleoseismological progress and future directions // New Zealand Journal of Geology and Geophysics. 2018. V. 61. Is. 3. P. 309–328. DOI: 10.1080/00288306.2018.1 464658

Imaeva L.P., Imaev V.S., Koz'min B.M. Dynamics of the Zones of Strong Earthquake Epicenters in the Arctic–Asian Seismic Belt // Geosciences. 2019. V. 9. Is. 4. 168. DOI: 10.3390/geosciences9040168

Kagan Y.Y., Jackson D.D., Geller R.J. Characteristic Earthquake Model, 1884–2011, R.I.P. // Seismological Research Letters. 2012. V. 83. Is. 6. P. 951–953. DOI: 10.1785/0220120107

Kanao M., Suvorov V., Toda S., Tsuboi S. Seismicity, structure and tectonics in the Arctic region // Geoscience Frontiers. 2015. V. 6. Is. 5. P. 665–677. DOI: 10.1016/j.gsf.2014.11.002

Kondorskaya N.V., Shebalin N.V. New Catalog of Strong Earthquakes in the USSR from Ancient Times through 1977. Report SE-31. Translated and Published by World Data Center A for Solid Earth Geophysics, EDIS, Boulder, Colorado. July 1982. 608 p.

Kossobokov V.G., Mazhkenov S.A. On similarity in the spatial distribution of seismicity // Computational seismology and geodynamics. EOS: Transactions, American Geophysical Union. 1994. V. 1. P. 6–21.

Lander A.V., Levina V.I., Ivanova E.I. The earthquake history of the Koryak Upland and the aftershock process of the M_W 7.6 April 20(21), 2006 Olyutorskii earthquake // Volcanology and Seismology. 2010. V. 4. P. 87–100. DOI: 10.1134/S074204631002003X

Marsan D., Lengline J. Extending Earthquakes' 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. Is. 3. P. 501–516. DOI: 10.1111/j.1365-246x.1992.tb00113.x *Pagani M., Monelli D., Weatherill G. et al.* Openquake engine: An open hazard (and risk) software for the global earthquake model // Seismological Research Letters. 2014. V. 85. Is. 3. P. 692–702. DOI: 10.1785/0220130087

Pisarenko V.F., Pisarenko D.V. A Modified *k*-Nearest-Neighbors Method and Its Application to Estimation of Seismic Intensity // Pure and Applied Geophysics. 2022. V. 179. № 11. P. 4025–4036. DOI: 10.1007/s00024-021-02717-y

Reasenberg P. Second-order moment of central California seismicity, 1969–1982 // Journal of Geophysical Research: Solid Earth (1978–2012). 1985. V. 90. Is. B7. P. 5479–5495.

Rogozhin E.A., Ovsyuchenko A.N., Marakhanov A.V., No-vikov S.S. A geological study of the epicentral area of the April 20(21), 2006 Olyutorskii earthquake // Volcanology and Seismology. 2010. V. 4. P. 79–86. DOI: 10.1134/S0742046310020028

Schwartz D.P., Coppersmith K.J. Fault behavior and characteristic earthquakes: Examples from the Wasatch and San Andreas fault zones // Journal of Geophysical Research. 1984. V. 89. № B7. P. 5681–5698.

Shebalin P.N., Narteau C., Baranov S.V. Earthquake productivity law // Geophysical Journal International. 2020. V. 222. Is. 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. 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. DOI: 10.1134/S1028334X23603115

Shibaev S.V., Kozmin B.M., Imaev V.S., Imaeva L.P., Petrov A.F., Starkova N.N. The February 14, 2013 Ilin-Tas (Abyi) earthquake ($M_w = 6.7$), Northeast Yakutia // Russian Journal of Seismology. 2020. V. 2. No 1. P. 92–102. DOI: 10.35540/2686-7907.2020.1.09

Skorkina A.A. Scaling of two corner frequencies of source spectra for earthquakes of the Bering fault // Russian Journal of Earth Sciences. 2020. V. 20. № 2. ES2001. DOI: 10.2205/2020ES000704

Spada M., Wiemer S., Kissling E. Quantifying a potential bias in probabilistic seismic hazard assessment; seismotectonic zonation with fractal properties // Bulletin of the Seismological Society of America. 2011. V. 101. Is. 6. P. 2694–2711.

Stock C., Smith E.G.C. Adaptive kernel estimation and continuous probability representation of historical earthquake catalogs // Bulletin of the Seismological Society of America. 2002. V. 92(3). P. 904–912. DOI: 10.1785/0120000233

Ulomov V.I. Seismic hazard of Northern Eurasia // Annali di Geofisica. 1999. V. 42. Is. 6. P. 1023–1038. DOI: 10.4401/ ag-3785

Van Stiphout T., Zhuang J., Marsan D. Seismicity declustering // Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis. 2012. CORSSA. DOI: 10.5078/ corssa-52382934

Vorobieva I.A., Grekov E.M., Krushelnitskii K.V., Malyutin P.A., Shebalin P.N. High Resolution Seismicity Smoothing Method for Seismic Hazard Assessment // Russian Journal of Earth Sciences. 2024.V. 24. ES1003. DOI: 10.2205/2024ES000892

ФИЗИКА ЗЕМЛИ № 5 2024

Vorobieva I., Shebalin P., Narteau C., Beauducel F., Nercessian A., Clouard V., Bouin M.-P. Multiscale mapping of completeness magnitude of earthquake catalogs // Bulletin of the Seismological Society of America. 2013. V. 103. Is. 4. P. 2188–2202. DOI: 10.1785/0120120132

Vorobieva I.A., Gvishiani A.D., Dzeboev B.A., Dzeranov B.V., Barykina Yu.V., Antipova A.O. Nearest Neighbor Method for Discriminating Aftershocks and Duplicates When Merging Earthquake Catalogs // Frontiers in Earth Science. 2022. V. 10. 820277. DOI: 10.3389/feart.2022.820277

Wesnousky S.G. Crustal deformation processes and the stability of the Gutenberg-Richter relationship // Bulletin of the Seismological Society of America. 1999. V. 89. \mathbb{N} 4. P. 1131–1137.

Wessel P., Luis J.F., Uieda L., Scharroo R., Wobbe F., Smith W.H.F., Tian D. Generic mapping tools version 6 // Geochemistry, Geophysics, Geosystems.2019. V. 20. P. 5556–5564. DOI: 10.1029/2019gc008515

Wyss M., Nekrasova A., Kossobokov V. Errors in expected human losses due to incorrect seismic hazard

estimates // Natural Hazards. 2012. V. 62. Is. 3. P. 927–935. DOI: 10.1007/s11069-012-0125-5

Zaliapin I., Ben-Zion Y. Earthquake clusters in southern California I: identification and stability // Journal of Geophysical Research. 2013. V. 118. P. 2847–2864. DOI: 10.1002/ jgrb.50179

Zechar J.D., Gerstenberger M.C., Rhoades D.A. Likelihoodbased tests for evaluating space–rate–magnitude earthquake forecasts // Bulletin of the Seismological Society of America. 2010. V. 100. № 3. P. 1184–1195. DOI: 10.1785/0120090192

Zelenin E., Bachmanov D., Garipova S., Trifonov V., Kozhurin A. The Active Faults of Eurasia Database (AFEAD): the ontology and design behind the continental-scale dataset // Earth System Science Data. 2022. V. 14. P. 4489–4503. DOI: 10.5194/essd-14-4489-2022

Zhuang J., Ogata Y., Vere-Jones D. Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences // Journal of the American Statistical Association. 2002. V. 97. P. 369–380. DOI: 10.1198/016214502760046925

Parameters of the Seismic Regime of the Eastern Sector of the Arctic Zone of the Russian Federation

I. A. Vorobieva^{*a,b*}, P. N. Shebalin^{*a,b,*}*, A. D. Gvishiani^{*a*}, B. A. Dzeboev^{*a*}, B. V. Dzeranov^{*a*}, and P. A. Malyutin^{*b*}

^aGeophysical Center of the Russian Academy of Sciences, Moscow, 119296 Russia ^bInstitute of Earthquake Prediction Theory and Mathematical Geophysics, Russian Academy of Sciences, Moscow, 117997 Russia *e-mail: pnshebalin@gmail.com

> Received March 11, 2024 revised April 9, 2024 accepted April 27, 2024

Abstract – This work constructs a seismic regime model for the eastern sector of the Arctic Zone of the Russian Federation (AZRF) based on a newly developed, comprehensive integral earthquake catalog for the region, using a uniform magnitude scale from 1982 to 2020. The model parameters are calculated using a novel high-contrast mean-position method, where values are determined within large-radius circles but are assigned to the mean position of epicenters. A quantitative verification method, the *L*-test, based on the likelihood function, demonstrates that the model aligns well with the initial data. The magnitude–frequency distribution reconstructed from the model corresponds well to observations, both in terms of slope and the number of earthquakes. The epicenters of the largest earthquakes ($M \ge 6$) from both the 1982–2020 period and the 1900–1981 period, according to the Kondorskaya–Shebalin catalog, are located in areas with high expected recurrence of such earthquakes as calculated by the model.

Keywords: seismic regime, model, synthetic earthquake catalog, model verification, L-test, eastern sector of the Arctic Zone of the Russian Federation