

ПРОДУКТИВНОСТЬ ТЕХНОГЕННОЙ СЕЙСМИЧНОСТИ

© 2020 г. С. В. Баранов^{1, *}, С. А. Жукова^{2, **}, П. А. Корчак^{3, ***}, П. Н. Шебалин^{4, ****}

¹Кольский филиал ФИЦ “Единая геофизическая служба РАН”, г. Апатиты, Россия

²Горный институт ФИЦ КНЦ РАН, г. Апатиты, Россия

³Кировский филиал АО “Апатит”, г. Кировск, Россия

⁴Институт теории прогноза землетрясений и математической геофизики РАН, г. Москва, Россия

*E-mail: bars.vl@gmail.com

**E-mail: svetlana.zhukova@yandex.ru

***E-mail: PKorchak@phosagro.ru

****E-mail: p.n.shebalin@gmail.com

Поступила в редакцию 02.08.2019 г.

После доработки 26.12.2019 г.

Принята к публикации 26.12.2019 г.

Статья посвящена исследованию способности техногенных землетрясений вызывать последующие толчки. На примере Хибинской природно-технической системы показано, что число инициированных толчков, продуктивность, имеет экспоненциальное распределение, вид которого не зависит от магнитуд и глубин рассматриваемых событий. Данный результат согласуется с аналогичным законом продуктивности, установленным ранее для тектонических землетрясений на глобальном и региональном уровнях, расширяя выполнение этого закона на более низкие масштабы энергий сейсмических событий $\sim 10^4$ Дж ($M \geq 0$).

Ключевые слова: техногенная сейсмичность, продуктивность, декластеризация, Хибинский массив.

DOI: 10.31857/S0002333720030011

ВВЕДЕНИЕ

Продуктивность — это общее количество сейсмических событий, возникающих в результате возмущения напряженного состояния, вызванного другим, более ранним событием. Такое понятие продуктивности впервые было использовано для разработки подходящей модели возникновения афтершоков с учетом закона Омори—Утсу [Utsu, 1961; 1970]. Продуктивность землетрясения является ключевой характеристикой в исследовании сейсмического режима и имеет критическое значение для оценивания опасности повторных толчков.

С момента появления стохастических моделей сейсмичности, рассматривающих ее как ветвящийся процесс, изучение свойства продуктивности стало основной задачей, поскольку она является ключевым параметром, определяющим увеличение уровня сейсмичности после каждого землетрясения [Kagan, Knopoff, 1981; Ogata, 1989; Helmstetter, Sornette, 2002]. Во всех этих моделях число событий, вызванных землетрясением с магнитудой m , считается случайной величиной, имеющей распределение Пуассона с интенсивностью

$$\langle N(m) \rangle = K \exp(\alpha m).$$

Значения α варьируются от 0.5 до 2.3 [Felzer et al., 2004; Hainzl, Marsan, 2008; Hainzl et al., 2013; Marsan, Helmstetter, 2017; Wang et al., 2010; Werner, Sornette, 2008; Zhuang et al., 2004], но они всегда близки к наблюдаемому значению наклона графика повторяемости b . Тем не менее, эти оценки остаются неопределенными из-за сложности выделения относительного вклада последовательных событий в серии.

С точки зрения распределения магнитуд землетрясений (закон Гутенберга—Рихтера [Gutenberg, Richter, 1944]), продуктивность является постоянной величиной, которую можно рассматривать независимо от масштабирующего значения b , представляющего собой наклон графика повторяемости. Зная продуктивность и принимая во внимание закон Омори—Утсу [Utsu, 1961], можно рассчитать число повторных толчков, ожидаемых в заданном временном интервале [Shcherbakov, Turcotte, 2004; Holschneider et al., 2012; Баранов и др., 2019].

Недавние исследования показали [Шебалин и др., 2018; Баранов, Шебалин, 2019], что продуктивность тектонических землетрясений на глобальном и региональном уровнях подчиняется экспо-

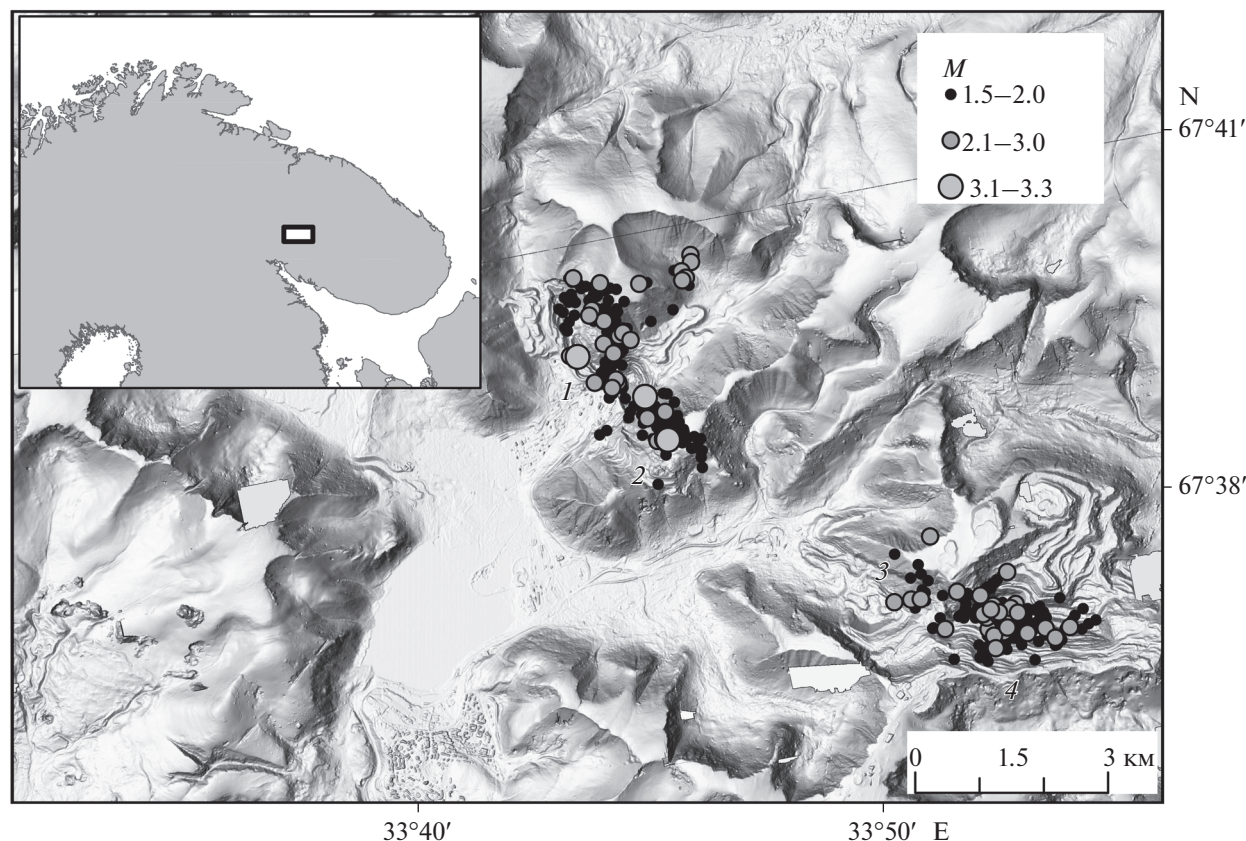


Рис. 1. Эпицентры сейсмических событий с $M \geq 1.5$ за период 1996–июнь 2019 гг. по данным сети сейсмического мониторинга КФ АО “Апатит”. Цифрами обозначены месторождения: 1 – Кукисвумчоррское, 2 – Юкспорское (отрабатывает Кировский рудник); 3 – Апатитовый Цирк (Расвумчоррский рудник); 4 – Плато Расвумчорр (до 2014 г. Центральный, в настоящее время – Восточный рудник). Вставка – прямоугольником показано местоположение района исследований.

ненциальному закону распределения независимо от магнитуды землетрясения. Продуктивность систематически уменьшается с глубиной, сохраняя свою экспоненциальную форму.

В настоящей статье на примере землетрясений Хибинской природно-технической системы (ПТС) мы покажем, что продуктивность в условиях техногенной сейсмичности также распределена экспоненциально. При этом вид распределения не зависит от нижнего порога магнитуд рассматриваемых инициированных событий, магнитуд и глубин событий-триггеров. Данный результат позволяет утверждать, что закон продуктивности подобно двум другим законам сейсмологии (Гутенберга–Рихтера и Омори–Утсу) справедлив как для тектонических, так и для техногенных землетрясений. Это позволяет сделать предположение об универсальности этого закона.

КРАТКАЯ СЕЙСМОТЕКТОНИЧЕСКАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ХИБИНСКОГО МАССИВА И ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Хибинский массив представляет крупную щелочную интрузию палеозойского возраста (по-

дробнее см. [Пожиленко и др., 2002] и ссылки там же) площадью 1300 км² и располагается в центральной части Кольского полуострова. Наиболее крупные и разрабатываемые в настоящее время Кировским филиалом (КФ) АО “Апатит” месторождения сосредоточены в юго-западной и юго-восточной частях рудного поля на участке протяженностью около 15 км (рис. 1).

Хибинский массив характеризуется разнообразием форм тектонических структур, которые по времени связаны с воздействием конических и радиальных разломов, относящихся к шести зонам [Онохин, 1975; Пожиленко и др., 2002]: Кукисвумчоррской, Поачвумчоррской, Суолауйвской, Ньоркпахкской, Коашкарской, Куэльпорской. Массив представляет собой сложную иерархично-блочную среду, разрушения в которой реализуются по наиболее слабым зонам, какими являются тектонические нарушения между блоками, заполненные шпреуштейнизированными водовмещающими породами. Разломы на месторождениях, близкие по ориентировкам к плоскостям действия максимальных кулоновских напряжений, могут быть наиболее сейсмоопасными [Сим и др.,

2013]. Кроме того, при землетрясениях, зарегистрированных в пределах месторождений, происходили подвижки по имеющимся в массиве разрывным нарушениям, представленным окисленными породами.

Естественное поле напряжений в области разрабатываемых месторождений является результатом взаимодействия всех элементов блочной структуры. Хибинский массив является высоко тектонически напряженным, что установлено многочисленными натурными измерениями [Марков, 1977; Козырев и др., 2005, с. 123; Семенова, 2016] и подтверждено практикой ведения горных работ. Экспериментально обоснованные данные о действии в массиве, наряду с гравитационным, тектонического силового поля появились в 50–60-х годах. Величина максимальных тектонических напряжений (напряжений сжатия) горных пород в массиве достигает 40–60 МПа на глубинах в 200–600 м от дневной поверхности, что в 3–5, а в некоторых случаях в 20 раз превышает гравитационные напряжения [Марков, 1977], обусловленные весом налегающих пород. В качестве возможной причины высокого уровня напряжений горизонтального сжатия может служить механизм формирования остаточных напряжений гравитационного напряженного состояния, вызываемых денудацией [Ребецкий и др., 2017]. О продолжающемся тектоническом формировании этого района свидетельствуют современные поднятия массива со скоростью от 0.5 до 2–4 мм/год [Яковлев, 1982] и периодические землетрясения [Kremenetskaya, Triapitsin, 1995; Виноградов и др., 2016].

Хибинская ПТС включает в себя промышленные предприятия Апатитско-Кировского района, в состав которых входят объекты КФ АО “Апатит”: три рудника (Кировский, Расвумчоррский и Восточный), две фабрики по обогащению руд, хвостохранилища, энергетические и транспортные объекты; горно-обогатительный комбинат “Олений Ручей” АО “Северо-Западная Фосфорная Компания”; объекты гражданского назначения.

Отработка апатитовых месторождений и выемка 4.5 млрд тонн руды и пустых пород в Хибинском массиве привела к повышению сейсмической активизации района, увеличению скорости деформирования массива на порядок в отдельных блоках [Сейсмичность ..., 2002]. При отработке месторождений на рудниках КФ АО “Апатит” наблюдается весь спектр геодинамических явлений: шелушение, динамическое заколообразование, стрельание пород, микроудары и горные удары, толчки, горно-тектонические удары и техногенные землетрясения [Козырев и др., 2009; 2011; Жукова, Федотова, 2017; Zhukova et al., 2018]. В этих исследованиях выделяются следующие при-

чины динамического проявления горного давления: природные (действие в массиве горизонтальных тектонических напряжений, высокие упругие свойства пород и наличие тектонических нарушений) и техногенные (ослабление межблоковых связей массива в сочетании с нарушением устойчивости блоков в результате ведения горных работ). Места пространственного группирования сейсмических событий в Хибинской ПТС связаны с зонами активного ведения горных работ и приурочены как к имеющимся, так и к формирующимся разрывным нарушениям в Хибинском массиве [Журавлева, 2017].

Таким образом, сейсмическая активность Хибинского массива есть результат совместного влияния целого ряда факторов: геодинамических (тектонические процессы), антропогенных (горные работы), гидрогеологических (обводненность массива пород), метеорологических (резкие перепады температуры) [Козырев и др., 2011; Жукова, Самсонов, 2014].

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

В исследовании использован каталог сейсмических событий, зарегистрированных сетью сейсмического мониторинга КФ АО “Апатит” [Корчак и др., 2014] за период с 1996 по июнь 2019 гг. (рис. 1). В настоящее время сеть состоит из 50 3-х компонентных сейсмических датчиков, расположенных на Кировском и Расвумчоррском рудниках с частотой дискретизации входных сигналов 1000 Гц. Мониторинговая сеть позволяет определять гипоцентры сейсмических событий с энергией $E = 10^3$ Дж с точностью до 25 м в зоне повышенной точности и до 100 м в районе уверенной регистрации.

С 2010 г. мониторинг техногенной сейсмичности Хибинской ПТС ведется объединенной системой контроля сейсмичности массива с привлечением данных сети сейсмических станций Кольского филиала Единой геофизической службы РАН (КоФ ФИЦ ЕГС РАН). С этой целью в КоФ ФИЦ ЕГС РАН была разработана информационная система ЛОРС (локатор региональной сейсмичности).

При обработке данных сети сейсмического мониторинга КФ АО “Апатит” рассчитывается энергия события E , Дж. В статье пересчет энергии в магнитуду выполнялся по формуле Т.Г. Раутиан [1960] $\lg E \text{ (Дж)} = 1.8M + 4$.

Начиная с 1996 г., использованный каталог имеет представительную магнитуду не выше 0 (обозначим ее M_c), что соответствует энергии $E_c \leq 10^4$ Дж. Отметим, что такая представительность и точность расчета гипоцентров определяет уникальность использованных данных, позволяя

проводить исследования для очень слабой сейсмичности, тем самым заполняя разрыв между лабораторными экспериментами и натурными наблюдениями. Это является дополнительной проверкой универсальности закономерностей, выявленных как в результате лабораторных исследований, так и в результате анализа глобальных и региональных каталогов тектонических землетрясений.

Совокупность тектонических условий и антропогенного воздействия, а также наличие развитой сети геофизического мониторинга делают Хибинскую ПТС уникальным полигоном для проведения исследований в области техногенной сейсмичности.

ВОЗМОЖНЫЕ ПОДХОДЫ К ИССЛЕДОВАНИЮ ПРОДУКТИВНОСТИ

Механизмы передачи напряжений и вероятностные модели широко исследовались для объяснения особенностей кластеризации землетрясений [Das, Scholz, 1981; Cocco et al., 2010; Hainzl et al., 2015; Смирнов и др., 2010; 2019], но эти подходы все еще далеки от того, чтобы выявить причинную связь между отдельными событиями.

Несмотря на разнообразие методов декластеризации, применявшихся ранее (см. обзорные статьи [Stiphout et al., 2012; Дещеревский и др., 2016; Шебалин, 2018; Писаренко, Родкин, 2019]), исследование причинно-следственных связей внутри каскадов инициированной сейсмичности все еще находится на начальном этапе и окончательной классификации пока не выработано. Первый подход состоит в том, чтобы отделить ветвящуюся структуру цепочек землетрясений от фоновой сейсмичности, используя итерационный алгоритм, связанный с оценками максимального правдоподобия эпидемической модели [Zhuang et al., 2002]. Другой способ состоит в том, чтобы идентифицировать прямо и косвенно инициированные события, предполагая линейный вклад каждого землетрясения в общий уровень сейсмичности без использования априорной модели [Marsan, Lengline, 2008].

Наконец, альтернативный подход может быть основан на использовании функций близости в области пространства–времени–магнитуды для построения деревьев иерархической кластеризации и выделения пар событий, которые являются ближайшими соседями между двумя последовательными уровнями иерархии. Суть этого подхода заключается в идентификации кластеров землетрясений с использованием функции близости в областях время–пространство–магнитуда [Baiesi, Paczuski, 2004; Zaliapin et al., 2008; Zaliapin, Ben-Zion, 2013]. В такой постановке продуктивность землетрясения может быть определена как число

инициированных событий в заданном диапазоне магнитуд. В рамках этого подхода проводится настоящее исследование.

СХЕМА РАСЧЕТОВ

В последующем анализе мы принимаем, что каждое землетрясение может инициировать несколько связанных с ним толчков, но каждый толчок может быть инициирован лишь одним определенным землетрясением. Продуктивностью события в такой схеме называется число землетрясений, инициированных этим событием-триггером. Мы будем вести подсчет числа инициированных событий магнитудой не ниже M относительно магнитуды основного толчка M_m ($M \geq M_m - \Delta M$). Для определения связей между событиями каталога мы воспользуемся методом ближайшего соседа [Zaliapin, Ben-Zion, 2013; 2016] с использованием функции 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: $t_{ij} = t_j - t_i$ – время между событиями, которое положительно, если событие j происходит после события i и отрицательно в противном случае; $r_{ij} \geq 0$ – пространственное расстояние между эпицентрами или гипоцентрами событий; m_i – магнитуда i -го события; b – параметр закона Гутенберга–Рихтера [Gutenberg, Richter, 1956]; d_f – фрактальная размерность распределения эпицентров или гипоцентров. Согласно работе [Писаренко, Родкин, 2019], эффективность метода ближайшего соседа для декластеризации каталога выше, чем эффективность оконных методов.

Для каждого события в каталоге землетрясение-триггер определяются по минимуму значения функции близости из всех предшествующих событий относительно рассматриваемого. Если соответствующее значение функции близости превышает заданный порог η_0 , то связь разрывается, и оказывается, что данное событие не имеет “предка”.

Стандартная процедура определения значения η_0 предполагает, что распределение функции близости для ближайших соседей описывается смешанной моделью, состоящей из линейной комбинации двух гауссовых распределений [Zaliapin, Ben-Zion, 2013; 2016]. Порог η_0 находится из условия равенства плотностей с двумя оцененными гауссовыми модами. Модели смесей гамма-распределений и распределения Вейбулла можно рассматривать как альтернативу [Bayliss et al., 2019], которая может дать гораздо лучшее соответствие данным. В этом случае найденный порог

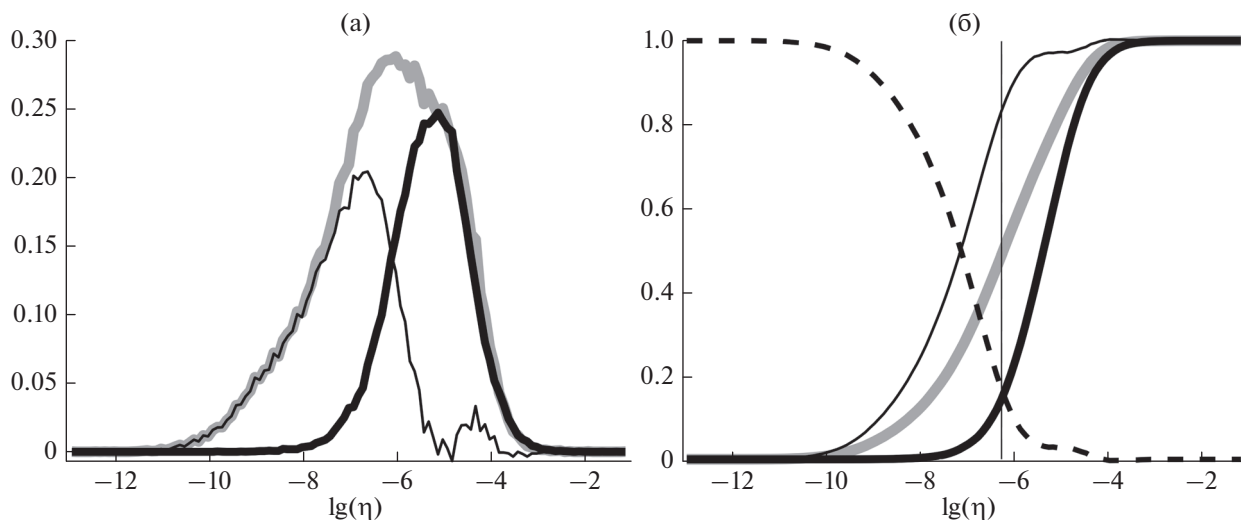


Рис. 2. Определение порога η_0 для функции близости η (1) при $M \geq 0$: (а) – распределение вероятностей функции близости (1) для ближайших соседей в реальном каталоге $p_{\text{real}}(\eta)$ (серая линия) и ее декомпозиция на две компоненты (шаг 3 в тексте): κp_{random} (толстая черная линия) и $(1 - \kappa)p_{\text{clustered}} = p_{\text{real}} - \kappa p_{\text{random}}$ (тонкая черная линия). Рандомизированный каталог получен как описано в тексте (шаги 1 и 2); (б) – определение порога η_0 : функция распределения F_{real} (серая линия), F_{random} (толстая черная линия), $F_{\text{clustered}}$ (тонкая черная линия) и ее компонента $1 - F_{\text{clustered}}$ (штриховая линия). Порог η_0 – точка пересечения F_{random} и $1 - F_{\text{clustered}}$ (вертикальная черная линия).

η_0 зависит от модели. Отметим, что теоретические предпочтения между различными моделями отсутствуют.

Здесь для выбора порога η_0 используется модельно-независимый метод [Баранов, Шебалин, 2019]. Идея метода заключается в том, что распределение функции близости для некластеризованных землетрясений может быть смоделировано с использованием рандомизированного каталога, полученного путем случайного перемешивания времен событий относительно координат их гипоцентров и магнитуд [Писаренко, Родкин, 2019]. Рандомизированный таким образом каталог, полученный из полного, а не декластеризованного каталога, все еще может сохранять некоторую пространственно-временную кластеризацию. Чтобы преодолеть эту проблему, перед рандомизацией мы сначала грубым методом исключаем из каталога очевидные афтершоки. Полная процедура состоит из следующих шагов.

Шаг 1. Начальная декластеризация каталога.

Используя только представительные данные (события с магнитудой выше представительной), для каждого события найдем его “предка” или “ближайшего соседа”, то есть предшествующее событие, имеющее минимальное значение функции близости относительно этого события. Построим распределение функции близости для ближайших соседей (серая кривая на рис. 2). Находим позицию правой моды распределения η_m и позицию половины высоты его правой ветви $\eta_{1/2} > \eta_m$. В

качестве порога для грубой декластеризации принимаем

$$\eta' = \eta_m - (\eta_{1/2} - \eta_m).$$

Объединяя события, удовлетворяющие условию $\eta \leq \eta'$, строим иерархические деревья попарно связанных событий. Из каждого иерархического дерева мы выбираем землетрясение с наибольшей магнитудой. Деревья могут состоять только из одного землетрясения.

Шаг 2. Перемешивание декластеризованного каталога. Для каждого времени землетрясения мы случайным образом выбираем из каталога гипоцентр и магнитуду. Строим распределение $F_{\text{random}}(\eta)$ для ближайших соседей в полученном каталоге.

Шаг 3. Предполагая, что $F_{\text{random}}(\eta)$ воспроизводит распределение для некластеризованных землетрясений, выполним декомпозицию распределения $F_{\text{real}}(\eta)$ для ближайших соседей в реальном каталоге на две части [Zaliapin, Ben-Zion, 2013; 2016]:

$$F_{\text{real}}(\eta) = (1 - \kappa)F_{\text{clustered}}(\eta) + \kappa F_{\text{random}}(\eta). \quad (2)$$

Аналогичное соотношение справедливо для плотностей распределений $p_{\text{real}}(\eta)$, $p_{\text{clustered}}(\eta)$, $p_{\text{random}}(\eta)$. Толстая и тонкая черные кривые на рис. 2 показывают кластеризованную и случайную компоненты соответственно.

Чтобы оптимизировать вес κ , найдем наилучшее совпадение $\kappa p_{\text{random}}(\eta)$ с правой ветвью

Таблица 1. Параметры функции близости (1), пороговые значения η и средняя продуктивность землетрясений $\Lambda_{\Delta M}$, при $\Delta M = 1.5$, рассчитанные для магнитуды события-триггера $M_m \geq 1.5$ по данным за 1996–июнь 2019 гг.

Период	b^1	d_f^2	κ	$10^7 \eta_0$	$\Lambda_{1.5}$	$10^7 \eta_1$	$\Lambda'_{1.5}$
1996–июнь 2019	1.25	1.50	0.5	5.62	2.7	5.62	2.7

¹ Оценка максимального правдоподобия по работе [Bender, 1983].

² Фрактальная размерность эпицентров, оцененная методом подсчета клеток (box counting) [Goltz, 1997] для расстояний от 30 м до 10 км.

$p_{\text{real}}(\eta)$ для значений $\eta > \eta_{4/5}$. Здесь $\eta_{4/5} > \eta_m$ такое, что $p_{\text{real}}(\eta) = 4 p_{\text{real}}(\eta_m)/5$.

Единственная мода распределения для рандомизированного каталога обычно близка к истинной (а иногда и единственной) моде для реального каталога, выбор κ обеспечивает несколько меньшую высоту моды κp_{random} , чтобы избежать отрицательных значений для $p_{\text{clustered}}$.

Шаг 4. Находим значение η_0 . Пороговое значение η_0 определяется как значение η , для которого доля кластеризованных событий с ближайшими соседями $\eta > \eta_0$ (ошибка I рода) равна доле некластеризованных событий с ближайшими соседями $\eta \leq \eta_0$ (ошибка II рода) (рис. 2б):

$$1 - F_{\text{clustered}}(\eta_0) = 1 - [F_{\text{real}}(\eta_0) - \kappa F_{\text{random}}(\eta_0)] / (1 - \kappa) = F_{\text{random}}(\eta_0). \quad (3)$$

Рисунок 2 иллюстрирует этот подход на примере используемого каталога и функции близости (1).

Альтернативой шагу 4 является рассмотрение вместо доли землетрясений для ошибок двух родов порогового значения η_1 такого, что:

$$F_{\text{real}}(\eta_1) = 1 - \kappa. \quad (4)$$

Значение η_1 может быть более подходящим для декластеризации каталога при оценке сейсмической опасности, поскольку оно компенсирует число независимых землетрясений, которые рассматриваются как группированные эквивалентным числом группированных землетрясений, рассматриваемых как независимые [Molchan, Dmitrieva, 1992]. В подавляющем большинстве случаев полученные значения η_0 и η_1 близки друг к другу (см. следующий раздел, где в табл. 1 приведены значения η_0 и η_1 , а также соответствующие им оценки средней продуктивности $\Lambda_{\Delta M}$ и $\Lambda'_{\Delta M}$). Далее используются результаты, полученные при пороговом значении η_0 .

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ

Из используемого каталога за период с 1996 по июнь 2019 гг. 429 сейсмических событий с магнитудами $M_m \geq 1.5$ были идентифицированы как со-

бытия-триггеры. Они ассоциированы с 1177 инициированными событиями с относительными магнитудами $M_r \geq 1.5$. Под относительной магнитудой понимается величина $M_r = M_m - \Delta M$, где ΔM – относительный порог. Поскольку представительная магнитуда каталога $M_c = 0$, то использование таких относительных магнитуд является корректным. Распределение числа инициированных сейсмических событий вместе с экспоненциальным распределением и распределением Пуассона с одним и тем же параметром $\Lambda_{1.5} = 1177/429 = 2.7$ показано на рис. 3а. Сравнение эмпирических и теоретических распределений показывает, что продуктивность подчиняется экспоненциальному распределению

$$F(x) = P(\Lambda < x) = 1 - e^{-x/\Lambda_{\Delta M}} \quad (5)$$

с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\Lambda_{\Delta M}} e^{-x/\Lambda_{\Delta M}}, \quad (6)$$

а не распределению Пуассона, как обычно предполагается [Kagan, Knopoff, 1981; Ogata, 1989; Helmstetter, Sornette, 2002]. Формула (5) – закон продуктивности землетрясений.

Наиболее существенным отличием от распределения Пуассона является максимум распределения в нуле, что означает, что полное отсутствие инициированных событий является наиболее вероятным исходом, тогда как распределения Пуассона при среднем, большем 1, имеет выраженную ненулевую моду, а максимум близок к среднему значению. Параметры функции близости (1), а также результаты расчетов, выполненные по процедуре из предыдущего раздела приведены в таблице.

Подчеркнем, что каждое иерархическое дерево кластеризации строится из основного события-триггера. На более низких уровнях иерархии инициированные события сами по себе являются вторичными событиями-триггерами и так далее до последних ветвей кластера. На рис. 3б показано, что распределения продуктивности инвариантно относительно иерархического уровня события-триггера, а среднее число инициированных событий $\Lambda_{\Delta M}$ убывает при увеличении уровня.

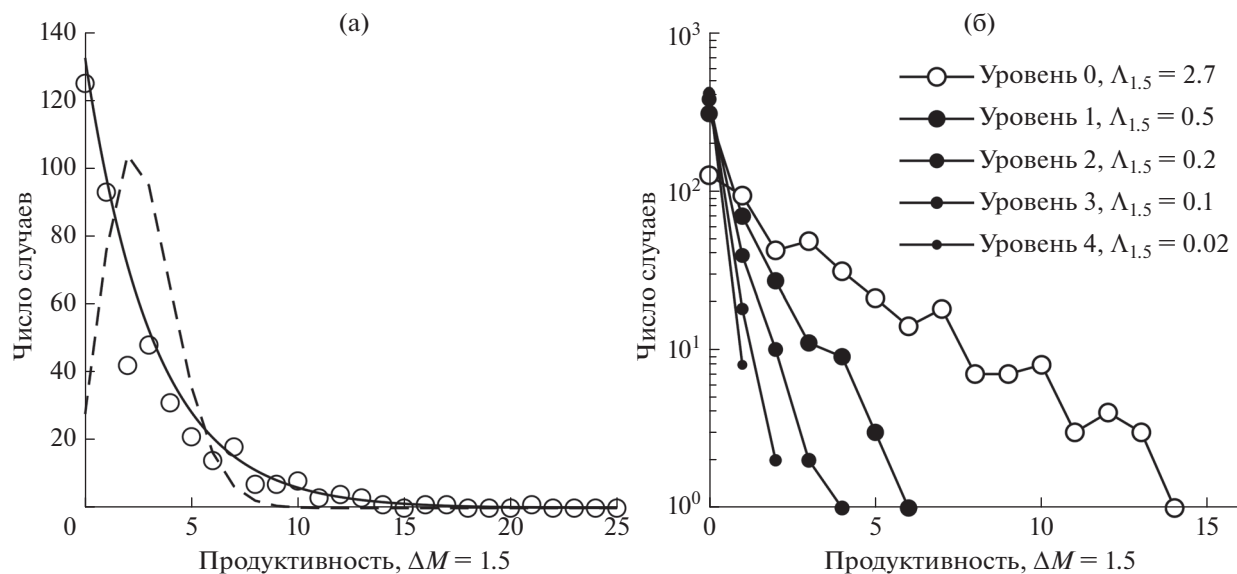


Рис. 3. Продуктивность техногенной сейсмичности Хибинской ПТС: (а) – распределение числа сейсмических событий с $M \geq M_m - \Delta M$, $\Delta M = 1.5$ (M_m – магнитуа триггера), инициированных событиями-триггерами с $M_m \geq 1.5$ (кружки). Сплошная линия – аппроксимация экспоненциальным распределением. Штриховая линия – распределение Пуассона. Параметры обоих распределений равны среднему значению числа инициированных событий $\Lambda_{1.5} = 2.7$; (б) – кривые распределения продуктивности на более низких уровнях иерархии.

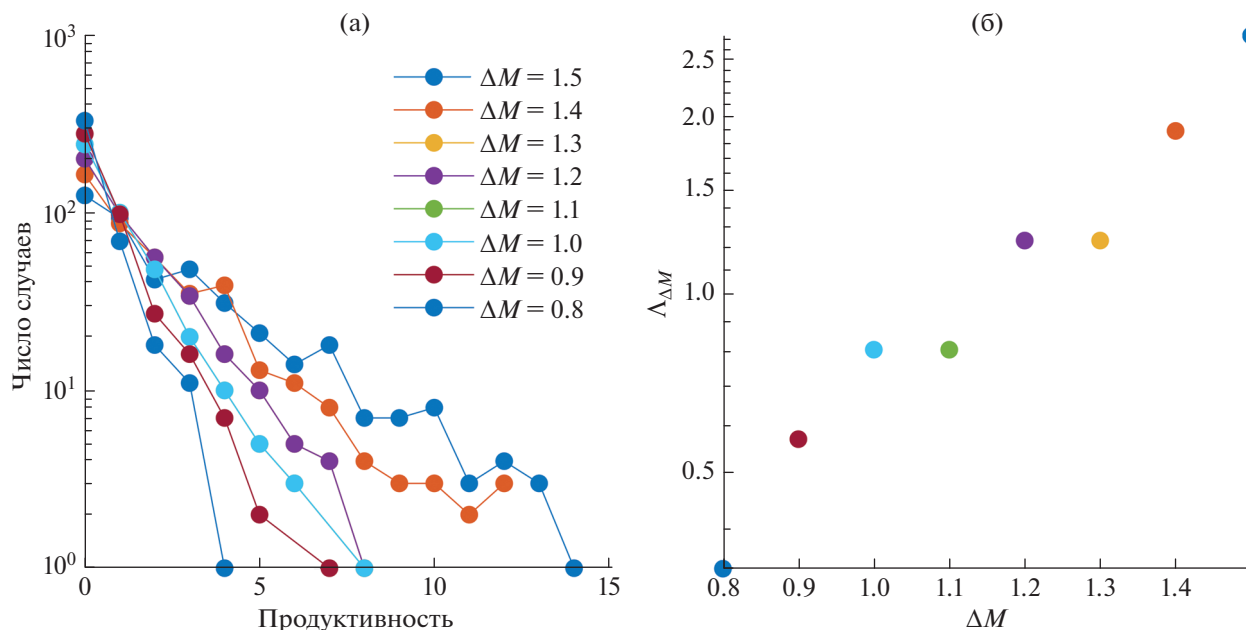


Рис. 4. Зависимость продуктивности сейсмических событий Хибинской ПТС от диапазона магнитуд инициированных событий: (а) – распределение числа землетрясений для $\Delta M = 0.8, 0.9, \dots, 1.5$, инициированных событиями-триггерами с $M_m \geq 1.5$; (б) – число инициированных землетрясений в зависимости от относительного порога ΔM .

Распределение продуктивности остается экспоненциальным, когда относительный порог магнитуды ΔM меняется от 1.5 до 0.8 (рис. 4а). Как и предполагалось, средние значения $\Lambda_{\Delta M}$ уменьшаются в соответствии с параметром b закона Гутенберга–Рихтера (рис. 4б). Кроме того,

при сохранении значения величины $\Delta M = 1.5$, распределения числа инициированных событий и их средние значения $\Lambda_{1.5}$ практически одинаковы независимо от магнитуды землетрясений-триггеров M_m (рис. 5). Таким образом, экспоненциальное распределение продуктивности можно

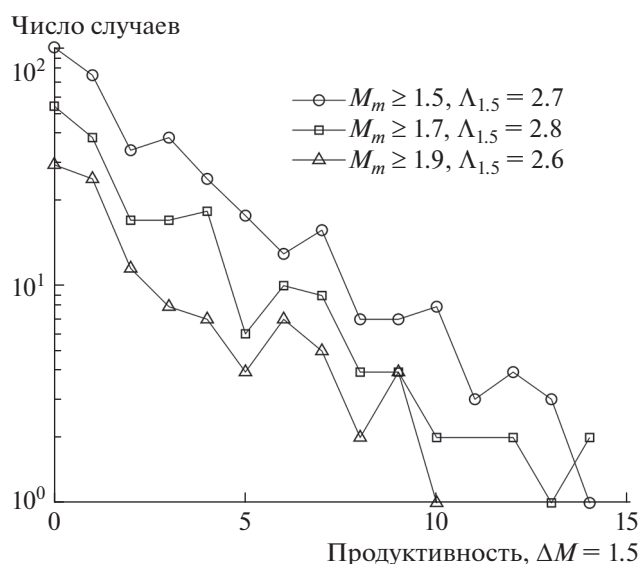


Рис. 5. Распределение числа сейсмических событий для различных диапазонов магнитуд событий-триггеров M_m и относительного порога $\Delta M = 1.5$.

рассматривать как общее свойство всех сейсмических событий в рассматриваемой ПТС независимо от их силы.

Можно предположить, что, аналогично тектоническим землетрясениям продуктивность техногенной сейсмичности зависит от глубины очагов. На рис. 6 показано распределение продуктивности для различных глубин событий-триггеров. Приведенные расчеты показывают наличие вариаций величины $\Lambda_{1.5}$ с глубиной, меняющейся от -1000 до 500 м, считая от уровня Балтийского моря (отрицательные значения соответствуют глубинам выше уровня Балтики). При этом экспоненциальный вид распределения сохраняется для разных значений глубин событий-триггеров, характеризуемых различными значениями литостатического давления и горизонтальных напряжений, а также интенсивностью ведения горных работ и образованием трещин скола консоли налегающих пород [Сейсмичность..., 2002].

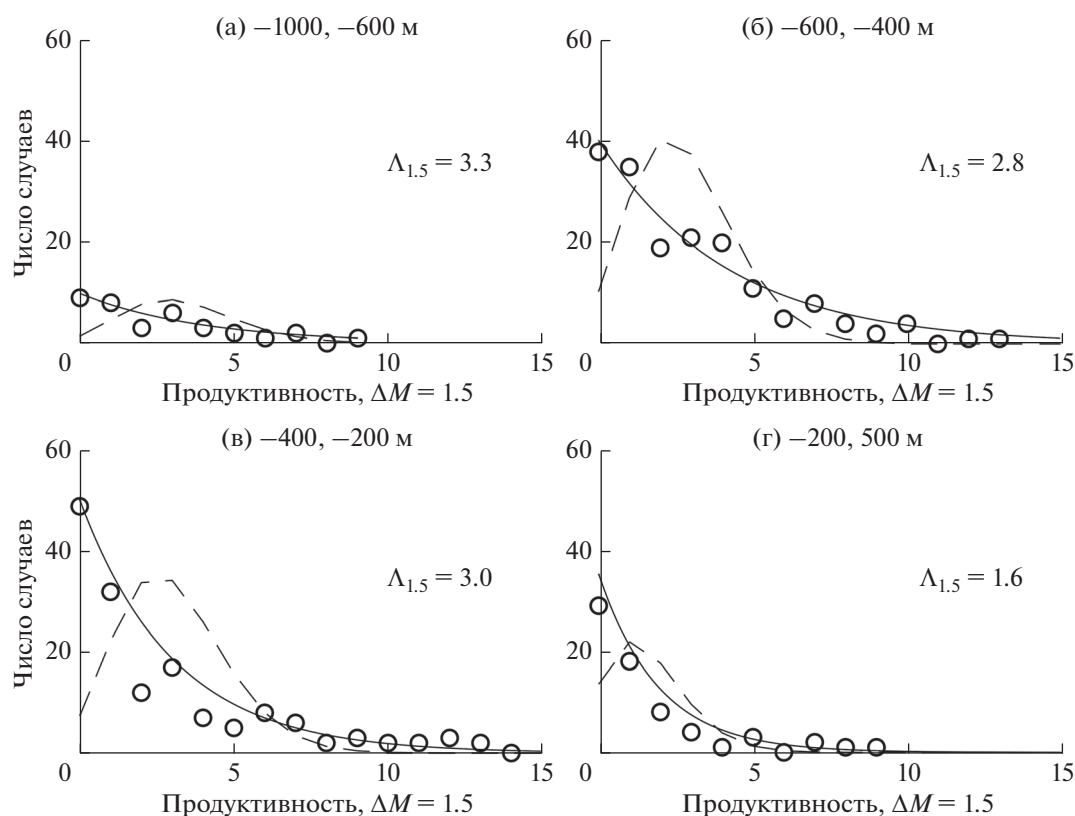


Рис. 6. Продуктивность сейсмических событий Хибинской ПТС для различных интервалов глубин. Распределение числа сейсмических событий с $M \geq M_m - \Delta M$, $\Delta M = 1.5$ (M_m — магнитуа триггера), инициированных событиями-триггерами с $M_m \geq 1.5$ (кружки) с глубинами: $-1000, -600$ (а); $-600, -400$ (б); $-400, -200$ (в); $-200, 500$ м (г), считая от уровня Балтийского моря (отрицательные значения соответствуют глубинам выше уровня Балтики). Сплошная линия — аппроксимация экспоненциальным распределением. Штриховая линия — распределение Пуассона. Параметры обеих распределений равны среднему значению числа инициированных событий $\Lambda_{1.5}$.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Кластеризация землетрясений в пространстве и времени может характеризоваться величиной продуктивности, определяемой для каждого события. Эта величина подчиняется экспоненциальному распределению, вид которого не зависит от магнитуды и глубины события триггера. Экспоненциальная форма распределения возникает при условии, что пороговое значение η_0 достаточно хорошо разделяет причинно-связанные события и независимые события. Оптимальный выбор порога может быть сделан путем сравнения свойства кластеризации реального и рандомизированного каталогов.

Экспоненциальный спад распределения продуктивности, наблюдаемый как для тектонических землетрясений по глобальным и региональным данным [Шебалин и др., 2018; Баранов, Шебалин, 2019], так и для техногенной сейсмичности по данным сети КФ АО “Апатит” для Хибинской ПТС, по-видимому, отражает общую прочность породы, независимо от величины возмущения, благодаря чему наиболее вероятное количество инициируемых событий равно нулю. Помимо индивидуального вклада каждого землетрясения в инициирование будущих событий, ветвящийся процесс в каскадах сейсмичности отвечает за свойства сейсмических кластеров, в том числе и в условиях техногенной сейсмичности. Как оказалось во всех рассмотренных случаях, распределение Пуассона неверно учитывает изменчивость числа землетрясений, вызванных каким-либо событием. Это опровергает уже сложившееся и широко используемое в моделировании сейсмического режима представление. В частности, как и в случае тектонических землетрясений [Баранов, Шебалин, 2019], закон продуктивности техногенной сейсмичности фактически опровергает эпидемическую модель ETAS [Ogata, 1989]. В основе этой модели лежит предположение о постоянстве числа инициируемых событий для данной магнитуды. Распределение Пуассона естественно моделирует отклонения от среднего для конкретных реализаций. На самом деле, как было установлено, число генерируемых событий распределено экспоненциально и, следовательно, в большинстве случаев меньше среднего значения. Именно поэтому модель ETAS, как правило, дает завышенные оценки опасности при прогнозе.

Неточность оценок с помощью модели ETAS может быть продемонстрирована на синтетическом каталоге сейсмических событий, сгенерированном по пространственной модели ETAS [Zhuang et al., 2002]. Соответствующая программа была любезно предоставлена Agnes Helmstetter, Institut des Sciences de la Terre, Гренобль, Франция. Число фоновых событий оценивалось по де-

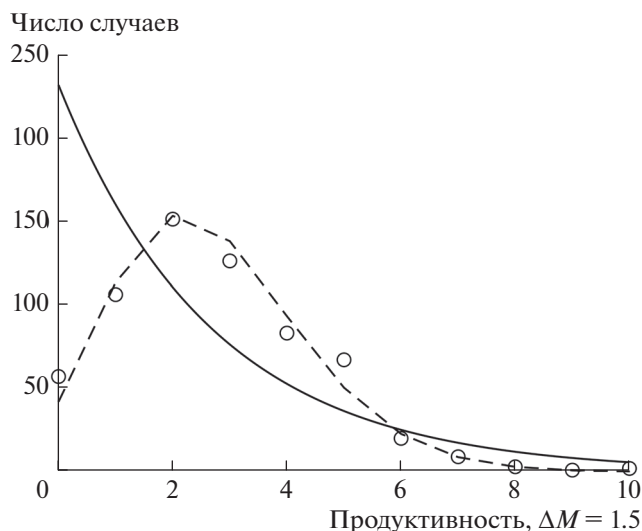


Рис. 7. Продуктивность землетрясений по данным синтезированного по модели ETAS каталога. Распределение числа сейсмических событий с $M \geq M_m - \Delta M$, $\Delta M = 1.5$ (M_m — магнитуда триггера), инициированных событиями-триггерами с $M_m \geq 1.5$ (крестики). Сплошная линия — аппроксимация экспоненциальным распределением. Штриховая линия — аппроксимация распределением Пуассона. Параметры обоих распределений равны среднему значению числа инициированных событий $\Lambda_{1.5} = 2.7$.

кластеризованному каталогу, и составило 4 события с $M \geq 0$ в сутки. Остальные параметры взяты из таблицы. Продуктивность землетрясений по данным синтетического каталога (рис. 7) соответствует распределению Пуассона, а не экспоненциальному распределению, стабильно наблюдаемому по реальным данным. Такое расхождение реальных и модельных данных свидетельствует о необоснованности применения модели ETAS в существующих модификациях к оценке опасности повторных толчков.

Количество инициированных сейсмических событий относительной магнитуды не зависит от магнитуды основного толчка. Таким образом, каждое сейсмическое событие может характеризоваться двумя этими независимыми параметрами (магнитуда и продуктивность), имеющими схожие законы повторяемости. Значение второго параметра становится известным лишь после завершения серии повторных толчков. Можно надеяться, что в будущем удастся оценивать этот параметр по данным о напряжениях в области очага землетрясения.

Подтверждение закона продуктивности для техногенной сейсмичности является важным для оценки опасности повторных толчков. Используя распределения продуктивности и Гутенберга–Рихтера для магнитуд событий, а также, учитывая закон Омори–Утсу, можно рассчитать

ожидаемое количество повторных толчков на заданном временном интервале и оценить магнитуду сильнейшего толчка и длительность опасного периода [Баранов и др., 2019; Шебалин, Баранов, 2019].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Закон продуктивности (способность землетрясений вызывать последующие толчки) подтвержден для техногенной сейсмичности на примере Хибинской ПТС. Установлено, что распределение продуктивности имеет экспоненциальный вид независимо от магнитуды и глубины землетрясений. Полученный результат позволяет утверждать, что закон продуктивности, подобно двум другим законам сейсмологии (Гутенберга—Рихтера и Омори—Утсу), справедлив как для тектонических, так и техногенных землетрясений с энергией от 10^4 Дж ($M \geq 0$). Это свидетельствует об универсальном характере этого закона.

Закон продуктивности фактически опровергает предположение о постоянстве числа инициированных событий для данной магнитуды, лежащее в основе стохастических моделей сейсмического режима, включая широко используемую модель ETAS.

БЛАГОДАРНОСТИ

Авторы благодарны Agnes Helmstetter, Institut des Sciences de la Terre, Гренобль, Франция за предоставление программы для генерации синтетических каталогов землетрясений по модели ETAS.

ФИНАНСИРОВАНИЕ РАБОТЫ

Работа включает результаты выполнения проекта поддержанного РФФИ № 19-05-00812, а также госзадания КоФ ФИЦ ЕГС РАН № 007-00186-18-00.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Баранов С.В., Павленко В.А., Шебалин П.Н. О прогнозировании афтершоковой активности. 4. Оценка максимальной магнитуды последующих афтершоков // Физика Земли. 2019. № 4. С. 1–18.

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

Виноградов Ю.А., Асминг В.Э., Кременецкая Е.О., Жиров Д.В. Современная сейсмичность на территории Мурманской области и ее проявление в горнопромышленных зонах // Физико-технические проблемы разработки полезных ископаемых. 2016. № 1. С. 62–70.

Дещеревский А.В., Мирзоев К.М., Лукк А.А. Критерии группирования землетрясений с учетом пространственной неоднородности сейсмичности // Физика Земли. 2016. № 1. С. 79–97.

Жукова С.А., Самсонов А.В. Оценка влияния природных факторов на проявление сейсмичности Хибинского массива // Горный журнал. 2014. № 10. С. 47–51.

Жукова С.А., Федотова Ю.В. Анализ влияния массовых взрывов и обводненности на активизацию сейсмических событий с $E > 10^7$ Дж Хибинского массива. Сборник научных трудов. Инновационные направления в проектировании горнодобывающих предприятий. Санкт-Петербургский университет. 2017. С. 245–251.

Журавлева О.Г. Кластеризация сейсмических событий в условиях удароопасных месторождений Хибинского массива // Проблемы недропользования. 2017. № 1. С. 14–20.

<https://doi.org/10.18454/2313-1586.2017.01.014>

Козырев А.А., Панин В.И., Савченко С.Н. Геомеханические исследования и обоснования при ведении горных работ на Кольском полуострове. Формирование основ современной стратегии природопользования в Евро-Арктическом регионе. Апатиты: КНЦ РАН. 2005. 511 с.

Козырев А.А., Аккуратов М.В., Федотова Ю.В., Жукова С.А. Влияние обводненности пород на сейсмичность. Комплексные геолого-геофизические модели древних щитов. Труды Всероссийской с международным участием научной конференции г. Апатиты, 28–30 сентября 2009 г. Апатиты: Геологический институт КНЦ РАН. 2009. 284 с.

Козырев А.А., Федотова Ю.В., Аккуратов М.В., Жукова С.А. Взаимосвязь обводненности пород и сейсмичности в зоне стыковки подземного рудника и карьера. Проблемы и тенденции рационального и безопасного освоения георесурсов: сб. докладов Всероссийской научно-технической конференции с международным участием, посвященной 50-летию Горного института КНЦ РАН. Апатиты; СПб. 2011. С. 385–390.

Корчак П.А., Жукова С.А., Меньшиков П.Ю. Становление и развитие системы мониторинга сейсмических процессов в зоне производственной деятельности АО “Апатит” // Горный журнал. 2014. № 10. С. 42–46.

Марков Г.А. Тектонические напряжения и горное давление в рудниках Хибинского массива. Л.: Наука. 1977. 213 с.

Онохин Ф.М. Особенности структур Хибинского массива. Л.: Наука. 1975. 105 с.

Писаренко В.Ф., Родкин М.В. Декластеризация потока сейсмических событий, статистический анализ // Физика Земли. 2019. № 5. С. 38–52.

Пожиленко В.И., Гавриленко Б.В., Жиров Д.В., Жабин С.В. Геология рудных районов Мурманской области. Апатиты: изд-во Кольского научного центра РАН. 2002. 359 с.

Раутиан Т.Г. Энергия землетрясений. Методы детального изучения сейсмичности. М.: изд-во АН СССР. 1960. С. 75–114. (Тр. ИФЗ АН СССР. № 9(176)).

Ребецкий Ю.Л., Сим Л.А., Козырев А.А. О возможном механизме генерации избыточного горизонтального сжатия рудных узлов Кольского полуострова (Хибин, Ловозеро, Ковдор) // Геология рудных месторождений. 2017. Т. 59. № 4. С. 263–280.

<https://doi.org/10.7868/S0016777017040049>

Семенова И.Э. Исследование трансформации напряженно-деформированного состояния хибинской апатитовой дуги в процессе крупномасштабной выемки

- полезных ископаемых // Горный информационно-аналитический бюллетень. 2016. № 4. С. 300–313.
- Сим Л.А., Жиров Д.В., Корчак П.А., Жукова С.А. Связь тектонических напряжений и техногенных землетрясений на примере месторождения Плато Расвумчорр (Хибинский интрузив). Триггерные эффекты в геосистемах: материалы второго Всероссийского семинара-совещания. Ин-т динамики геосфер РАН. М.: ГЕОС. 2013. С. 292–300.
- Смирнов В.Б., Пономарев А.В., Бернар П., Патонин А.В. Закономерности переходных режимов сейсмического процесса по данным лабораторного и натурального моделирования // Физика Земли. 2010. № 2. С. 17–49.
- Смирнов В.Б., Пономарев А.В., Станциц С.А., Потанина М.Г., Патонин А.В., Dresen G., Narteau C., Bernard P., Строганова С.М. Лабораторное моделирование афтершоковых последовательностей: зависимость параметров Омори и Гутенберга–Рихтера от напряжений // Физика Земли. 2019. № 1. С. 149–165.
- Сейсмичность при горных работах. Коллектив авторов. Изд-во Кольского научного центра РАН – Апатиты. 2002. 325 с.
- Федотова Ю.В., Жукова С.А. Влияние природных факторов на проявления техногенной сейсмичности. Современные методы обработки и интерпретации сейсмологических данных. Материалы шестой Международной сейсмологической школы Обнинск: ГС РАН. 2011. С. 340–343.
- Шебалин П.Н. Математические методы анализа и прогноза афтершоков землетрясений: необходимость смены парадигмы. Чебышевский сборник. Т. XIX. Вып. 4(68). С. 227–242.
- Шебалин П.Н., Баранов С.В., Дзобоев Б.А. Закон повторяемости количества афтершоков // Докл. РАН. 2018. Т. 481. № 3. С. 320–323.
<https://doi.org/10.31857/S086956520001387-8>
- Яковлев В.М. Современные движения земной коры в зоне южного контакта Хибинского массива по данным геометрического нивелирования. Геофизические и геодинамические исследования на северо-востоке Балтийского щита. В.М. Яковлев. Апатиты, АН СССР. 1982. С. 88–95.
- Baiesi M., Paczuski M. Scale-free networks of earthquakes and aftershocks // Phys. Rev. E. 2004. V. 69(6). P. 066106-1–066106-8.
<https://doi.org/10.1103/PhysRevE.69.066106>
- Bayliss K., Naylor M., Main I.G. Probabilistic identification of earthquake clusters using rescaled nearest neighbor distance networks // Geophysical Journal International. 2019. V. 217 (1). P. 487–503.
- Bender B. Maximum likelihood estimation of b values for magnitude grouped data // Bulletin of the Seismological Society of America. 1983. V. 73. № 3. P. 831–851.
- Cocco M., Hainzl S., Catalli F., Enescu B., Lombardi A.M., Woessner J. Sensitivity study of forecasted aftershock seismicity based on Coulomb stress calculation and rate and state-dependent frictional response // J. Geophys. Res. 2010. V. 115. № B05307.
<https://doi.org/10.1029/2009JB006838>
- Das S., Scholz C.H. Off-fault aftershock clusters caused by shear-stress increase? // Bull. Seis. Soc. Am. 1981. V. 71. P. 1669–1675.
- Felzer K.R., Rachel E.A., Ekström G.A. Common Origin for Aftershocks, Foreshocks, and Multiplets // Bull. Seism. Soc. Am. 2004. V. 94. № 1. P. 88–98.
- Goltz C. Fractal and chaotic properties of earthquakes. Berlin: Springer-Verlag. 1997. P. 178.
- Gutenberg B., Richter C.F. Frequency of earthquakes in California // Bull. Seismol. Soc. Am. 1944. V. 34. P. 185–188.
- Hainzl S., Marsan D. Dependence of the Omori-Utsu law parameters on main shock magnitude: Observations and modeling // J. Geophys. Res. 2008. V. 113. B10309.
<https://doi.org/10.1029/2007JB005492>
- Hainzl S., Steacy S., Marsan D. Seismicity models based on Coulomb stress calculations. Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis. 2010. 25 p.
<https://doi.org/10.5078/corssa-32035809>. Режим доступа <http://www.corssa.org> (дата обращения 25.02.2018).
- Hainzl S., Zakharova O., Marsan D. Impact of aseismic transients on the estimation of aftershock productivity parameters // Bull. Seismol. Soc. Am. 2013. V. 103. P. 1723–1732.
- Helmstetter A., Sornette D. Subcritical and supercritical regimes in epidemic models of earthquake aftershocks // J. Geophysical Research: Solid Earth. 2002. V. 107. ESE–10.
- Holschneider M., Narteau C., Shebalin P., Peng Z., Schorlemmer D. Bayesian analysis of the modified Omori law // J. Geophysical Research. 2012. V. 117. B05317.
<https://doi.org/10.1029/2011JB009054>
- Kagan Y.Y., Knopoff L. Stochastic synthesis of earthquake catalogs // J. Geophys. Res. 1981. V. 86. P. 2853–2862.
- Kremenetskaya E.O., Triapitsin V.M. Induced seismicity in the Khibiny massif (Kola Peninsula) // Pure Appl. Geophys. 1995. V. 145. № 1. P. 29–37.
- Marsan D., Helmstetter A. How variable is the number of triggered aftershocks? // J. Geophys. Res. Solid Earth. 2017. V. 122. P. 5544–5560.
- Marsan D., Lengline J. Extending Earthquakes' Reach Through Cascading // Science. 2008. V. 319. P. 1076–1079.
<https://doi.org/10.1126/science.1148783>
- Molchan G.M., Dmitrieva O.E. Aftershock identification: methods and new approaches. // Geophys. J. Int. 1992. V. 109. Is. 3. P. 501–516.
- Ogata Y. Statistical models for standard seismicity and detection of anomalies by residual analysis // Tectonophysics. 1989. V. 169. P. 159–174.
- Shcherbakov R., Turcotte D.L. A damage mechanics model for aftershocks // Pure Appl. Geophys. 2014. V. 161. P. s2379–2391.
- Stiphout T., Zhuang J., Marsan D. Seismicity declustering. Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis. 2012. P. 25.
<https://doi.org/10.5078/corssa52382934>. <http://www.corssa.org>.
- Utsu T. A statistical study on the occurrence of aftershocks // Geophysical Magazine. 1961. V. 30. P. 521–605.
- Utsu T. Aftershocks and Earthquake Statistics (2): Further Investigation of Aftershocks and Other Earthquake Sequences Based on a New Classification of Earthquake Sequences // J. Faculty of Science, Hokkaido University. 1971. Series 7, Geophysics. V. 3(4): P. 197–266.
- Wang Q., Schoenberg F.P., Jackson D.D. Standard errors of parameter estimates in the ETAS model // Bull. Seis. Soc. Am. 2010b. V. 100. P. 1989–2001.

Werner M.J., Sornette D. Magnitude uncertainties impact seismic rate estimates, forecasts, and predictability experiments // J. Geophys. Res. 2008. V. 113, B08302. <https://doi.org/10.1029/2007JB005427>

Zaliapin I., Ben-Zion Y. Earthquake clusters in southern California I: identification and stability // J. Geophys. Res. 2013. V. 118. P. 2847–2864.

Zaliapin I., Ben-Zio, Y. A global classification and characterization of earthquake clusters // Geophys. J. Int. 2016. V. 207. P. 608–634.

Zaliapin I., Gabrielov A., Keilis-Borok V.I., Wong H. Clustering analysis of seismicity and aftershock identification // Physical review letters. 2008. V. 101. P. 018501-1–018501-4. <https://doi.org/10.1103/PhysRevLett.101.018501>

Zhuang J., Ogata Y., Vere-Jones D. Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences // J. Am. Stat. Assoc. 2002. V. 97. P. 369–380.

<https://doi.org/10.1198/016214502760046925>

Zhuang J., Ogata Y., Vere-Jones D. Analyzing earthquake clustering features by using stochastic reconstruction // J. Geophys. Res. 2004. V. 109. B05301.

<https://doi.org/10.1029/2003JB002879>

Zhukova S., Korchak P., Streshnev A., Salnikov I. Geodynamic rock condition, mine workings stabilization during pillar recovery at the level +320 m of the Yukspor deposit of the Khibiny / VII International Scientific Conference “Problems of Complex Development of Georesources”. 2018. V. 56.

<https://doi.org/10.1051/e3sconf/20185602022>

Productivity of Mining-Induced Seismicity

S. V. Baranov^{a, *}, S. A. Zhukova^{b, **}, P. A. Korchak^{c, ***}, and P. N. Shebalin^{d, ****}

^aKola Branch, Federal Research Center “Geophysical Survey of Russian Academy of Sciences,” Apatity, 184209 Russia

^bMining Institute, Kola Science Center, Russian Academy of Sciences, Apatity, 184209 Россия

^cKirovsk Branch, AO Apatit, Kirovsk, 185250 Russia

^dInstitute of Earthquake Prediction Theory and Mathematical Geophysics, Russian Academy of Sciences, Moscow, 117997 Russia

*e-mail: bars.vl@gmail.com

**e-mail: svetlana.zhukova@yandex.ru

***e-mail: PKorchak@phosagro.ru

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

The paper addresses the study of the ability of mining-induced earthquakes to generate subsequent shocks. Based on the example of the Khibiny natural–technogenic system, it is shown that the number of the initiated shocks (the productivity) has exponential distribution whose form does not depend on magnitudes and depths of the events. This conclusion is consistent with the similar productivity law that was previously established for the tectonic earthquakes on the global and regional levels, which expands the validity of this law to lower energy scales of seismic events $\sim 10^4$ J ($M \geq 0$).

Keywords: mining-induced seismicity, productivity, declustering, Khibiny Mountains