

ГЛОБАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА АФТЕРШОКОВ СИЛЬНЫХ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ: НЕЗАВИСИМОСТЬ ВРЕМЕН И МАГНИТУД

© 2019 г. С. В. Баранов^{1, 2, *}, П. Н. Шебалин^{2, **}

¹Кольский филиал Федерального исследовательского центра
“Единая геофизическая служба РАН”

184209 Апатиты Мурманской обл., ул. Ферсмана, 14

²Институт теории прогноза землетрясений и математической геофизики РАН
117997 Москва, ул. Профсоюзная, 84/32

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

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

Поступила в редакцию 13.02.2018 г.

В работе рассматривается глобальная статистика времен сильнейших афтершоков относительно моментов соответствующих основных толчков. На большом фактическом материале показано, что возникновение во времени сильнейших афтершоков подчиняется степенному распределению. Это аналогично закону Омори для последовательности всех афтершоков. Показано также, что времена вторых, третьих, четвертых (и т.д.) по силе афтершоков имеют такое же распределение. Таким образом, подтверждена гипотеза о независимости времен и магнитуд в афтершоковых последовательностях и тем самым обоснован подход Ризенберга-Джонс представления афтершокового процесса суперпозицией временной модели Омори-Утсу и закона Гутенберга-Рихтера. Отсутствие задержки событий меньшего магнитудного ранга относительно сильнейших в серии афтершоков опровергает представление об афтершоковом процессе, как прямом каскаде разрушения с постепенным переходом от крупных масштабов к мелким, что накладывает определенные ограничения на широко используемые стохастические модели возникновения афтершоков в виде ветвящихся процессов. Данный результат имеет важное практическое значение для прогноза афтершоковой активности и оценивания опасности сильных афтершоков.

Ключевые слова: афтершоки, независимость времен и магнитуд, закон Омори.

DOI: <https://doi.org/10.31857/S0203-03062019267-76>

ВВЕДЕНИЕ

После сильных землетрясений, как правило, происходят повторные толчки, которые могут нанести значительный дополнительный ущерб, иногда даже превышающий ущерб от основного события [Shebalin, Varanov, 2017]. Очевидно, что точный прогноз опасности последующих толчков необходим для планирования и проведения защитных мероприятий. Обычно соответствующие оценки основываются на трех хорошо известных законах: Омори-Утсу [Utsu, 1961] Гутенберга-Рихтера [Gutenberg, Richter, 1944] и Бота [Bath, 1965]. В соответствии с законом Бота магнитуда сильнейшего афтершока в среднем на 1.2 меньше магнитуды основного толчка. Однако этот закон не устанавливает, когда именно следует ожидать сильнейший афтершок. Сильные афтершоки часто сопровождаются временным ростом числа событий в единицу времени на фоне его падения по степенному закону Омори-Утсу.

Это явление послужило основой широко распространенной модели ETAS (Epidemic Type Aftershock Sequences – афтершоковые последовательности эпидемического типа) [Ogata, 1988] и других моделей ветвящегося процесса, а также представлений о прямом каскаде разрушения в афтершоковой последовательности [Narteau et al., 2000; Смирнов, 2003]. Такие представления предполагают, что сильнейшие афтершоки с большей вероятностью происходят в начале серии. Вместе с тем, оценки вероятности последующих афтершоков по накопленным к текущему моменту данным об уже состоявшихся афтершоках [Gerstenberger et al., 2005; Баранов, Шебалин, 2016] опираются на предположение о независимости магнитуды афтершоков от времени. При таком предположении максимальные магнитуды зависят только от интенсивности потока афтершоков (числа событий в единицу времени) и напрямую не зависят от времени, прошедшего с момента основного

толчка. Разрешение этого противоречия и является целью данной работы.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Рассматривается распределение времен афтершоков, отсчитанных от основного толчка, по глобальным данным: каталог землетрясений ANSS ComCat геологической службы США (USGS) [ANSS ...] за период с 1975–2017 г.

Основные толчки и их афтершоки выделялись по алгоритму Г.М. Молчана и О.Е. Дмитриевой [1991] с помощью программы В.Б. Смирнова [2009]. За период с 1975 по 2017 гг. было выделено 526 серий после землетрясений с магнитудой 6.5 и выше, содержащих не менее 15 афтершоков (рис. 1).

МЕТОДИКА СОВМЕСТНОГО АНАЛИЗА МАГНИТУД И ВРЕМЕН АФТЕРШОКОВ

Каждый афтершок может характеризоваться парой значений – временем относительно основного толчка и магнитудой, которые могут рассматриваться в качестве двумерной случайной величины. Для проверки независимости компонент этой случайной величины в совокупности афтершоковых серий можно было бы пойти по

пути проверки такой независимости в каждой отдельной серии с помощью стандартных статистических методов, а затем сопоставить результаты по разным сериям. Такой подход, однако, затруднен тем, что для большинства серий количество афтершоков с магнитудой выше уровня представительной магнитуды невелико. Для практических целей важна независимость от времени магнитуд афтершоков, поскольку в этом случае афтершоковый процесс представим производением законов Омори-Утсу и Гутенберга-Рихтера (гипотеза Ризенберга-Джонс [Reasenber, Jones, 1989]). Поскольку число сильных афтершоков практически всегда недостаточно для анализа, мы пошли по пути совокупного анализа времен сильнейших в своей серии афтершоков. Мы находили времена сильнейших афтершоков в каждой серии и исследовали их распределение по всем сериям. Такой подход значительно менее чувствителен к уровню представительной магнитуды афтершоков. Как известно, этот уровень зависит от времени с момента основного толчка и от его магнитуды [Helmstetter et al., 2006; Shebalin, Baranov, 2017]. Но магнитуды сильнейших афтершоков автоматически оказываются выше уровня представительности. Поэтому для их анализа нет необходимости определять уровень представительной магнитуды.

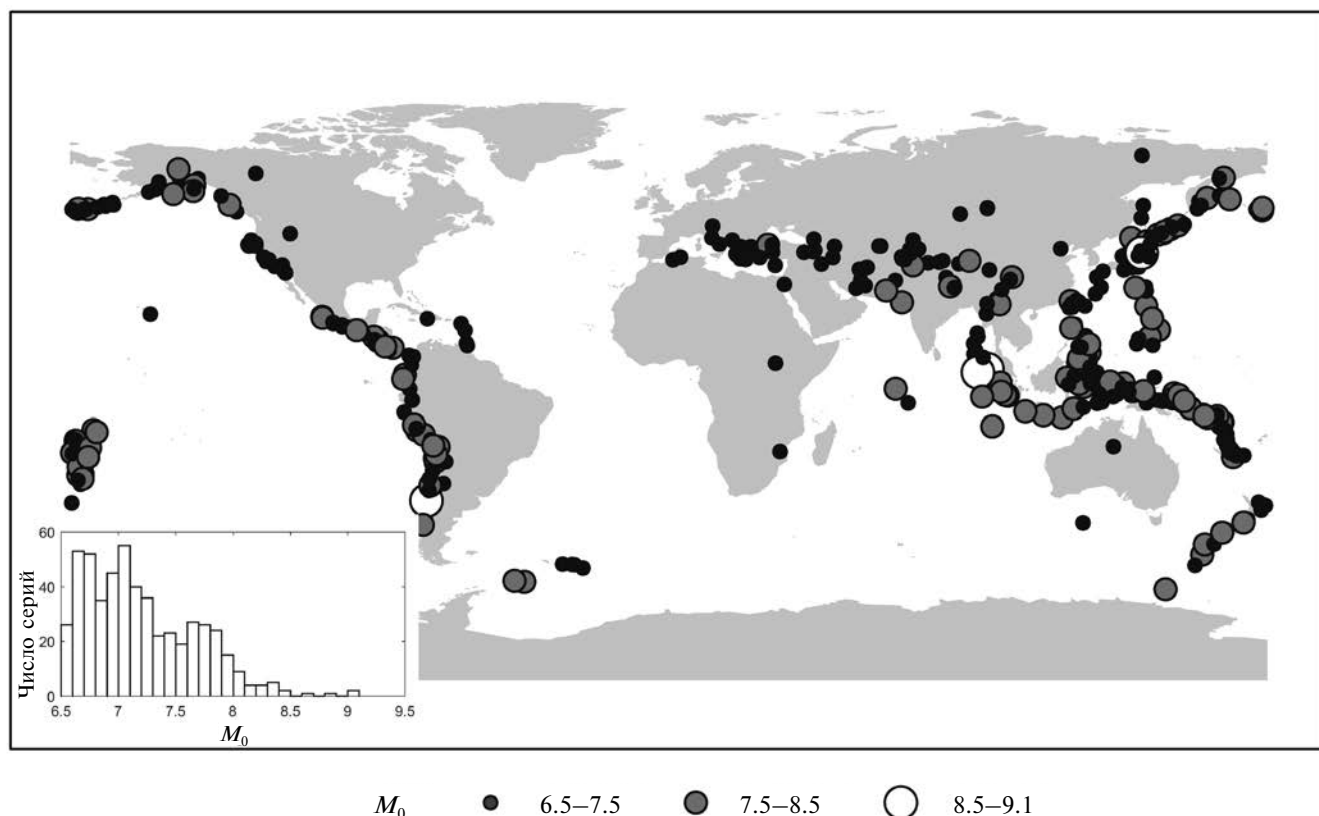


Рис. 1. Эпицентры основных толчков магнитуды M_0 , выделенных по алгоритму Молчана и Дмитриевой из каталога ANSS за 1975–2017 гг. Цвет и размер круга определяется магнитудой.

В условиях справедливости гипотезы о независимости времен и магнитуд времени сильнейших в своей серии афтершоков должны иметь распределение, близкое к распределению времен всех представительных афтершоков в каждой серии без учета их магнитуды, то есть распределению по закону Омори-Утсу. Очевидно, что при независимости магнитуд от времени любой из афтершоков может с равной вероятностью оказаться сильнейшим. Отметим, что с учетом представления об афтершоковых сериях как о прямом каскаде разрушения более ожидаемым является смещение времен сильнейших афтершоков в сторону меньших значений, и, соответственно, отклонение функции распределения в сторону больших значений. Чтобы убедиться, что такого смещения нет, помимо проверки формы распределения мы проводим сравнение с усредненным по всем сериям распределением времен представительных афтершоков.

Указанные выше тесты являются проверкой лишь необходимого условия независимости магнитуд и времен. Чтобы окончательно убедиться в отсутствии какой-либо упорядоченности магнитуд во времени мы сравниваем распределения времен афтершоков, имеющих разные индексы в упорядоченной по убыванию магнитуды последовательности. Обозначим $M_{j,k}$ и $t_{j,k}$ магнитуды и времена афтершоков в упорядоченной последовательности в каждой серии с номером $j = 1, \dots, N$, где N — число рассматриваемых серий: $M_{j,1} \geq M_{j,2} \geq \dots \geq M_{j,K-1} \geq M_{j,K}$. Если совпадают значения $M_{j,k} = M_{j,k+1}$, то индекс k принимается из соотношения $t_{j,k} < t_{j,k+1}$. Сравниваются, в том числе попарно, распределения по всем сериям j величин $t_{j,k}$, $k = 1, \dots, K$.

Мы предполагаем, что получаемые распределения времен имеют форму закона Омори-Утсу [Utsu, 1961]:

$$n(t) = A/(t + c)^p, \quad (1)$$

где $n(t)$ — число афтершоков в единицу времени; t — время после основного толчка.

Для оценки параметров этого распределения используем Байесовские оценки с неинформативным априорным распределением параметров c и p [Holschneider et al., 2012]. Такой подход позволяет получить доверительные интервалы оценок на основе их апостериорного распределения. Мы рассматриваем значения времен в интервале (t_{start}, t_{stop}) . Ограничение снизу t_{start} необходимо чтобы избежать возможных искажений, связанных с неполнотой каталога сразу после основных толчков. Для величины t_{stop} везде в этой работе принято значение 365 суток. Для параметра c заданы априорные границы в интервале $(t_{start}/2, 2t_{stop})$, для параметра p — в интервале $(0.5, 1.5)$.

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВРЕМЕН СИЛЬНЕЙШИХ АФТЕРШОКОВ

Распределение времен $t_{j,1}$ сильнейших в своих сериях афтершоков показано на рис. 2. При расчетах принято значение $t_{start} = 0.005$ сут, что соответствует примерно 7 минутам. Как видно из рисунка, распределение времен сильнейших афтершоков хорошо совпадает с распределением по закону Омори-Утсу с параметром p , близким 1. Отметим также, что оценка параметра c хорошо локализована на графике апостериорных вероятностей оценок (см. рис. 2б) и заметно больше значения $t_{start} = 0.005$ сут. С учетом того, что магнитуды сильнейших афтершоков автоматически выше уровня представительной магнитуды, это скорее подтверждает физическую природу параметра c и его связь с напряжениями, [Narteau et al., 2002; Шебалин, 2004; Shebalin, Narteau, 2017], чем свидетельствует об искусственном ограничении степенного характера распределения [Helmstetter et al., 2006].

Второй тест — это проверка того, что времена сильнейших афтершоков не только распределены в соответствии с законом Омори-Утсу, но и что это распределение не отличается от усредненного по всем рассмотренным сериям распределения времен всех афтершоков с произвольными магнитудами, превышающими уровень представительности. Для данного теста уровень представительной магнитуды является важным параметром, так как, в отличие от предыдущего теста, нехватка пропущенных событий в начале серий может существенно исказить оценки. Для используемого каталога землетрясений общий уровень представительной магнитуды составляет 4.5. Однако, в начале серии даже такие магнитуды могут быть пропущены, и мы установили порог 5.0. Из 526 рассматриваемых серий в единый стек (упорядоченный набор времен афтершоков относительно соответствующих основных толчков из всех рассматриваемых серий) отобраны события с магнитудой не ниже 5.0. Времена в стеке упорядочены по возрастанию. Результаты сравнения распределений $t_{j,1}$ и времен в стеке представлены на рис. 3. Распределение $t_{j,1}$ построено по данным 526 серий, в стек включено 8309 событий. Максимальное расхождение функций распределения составляет 0.046. По критерию Колмогорова-Смирнова гипотеза о совпадении распределений времен $t_{j,1}$ и времен в стеке не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

Описанные выше тесты подтверждают, что выполняется необходимое условие гипотезы о независимости времен и магнитуд в афтершоковых последовательностях. Отметим, что с учетом представления об афтершоковых сериях [Narteau et al., 2000; Смирнов и др., 2010] как

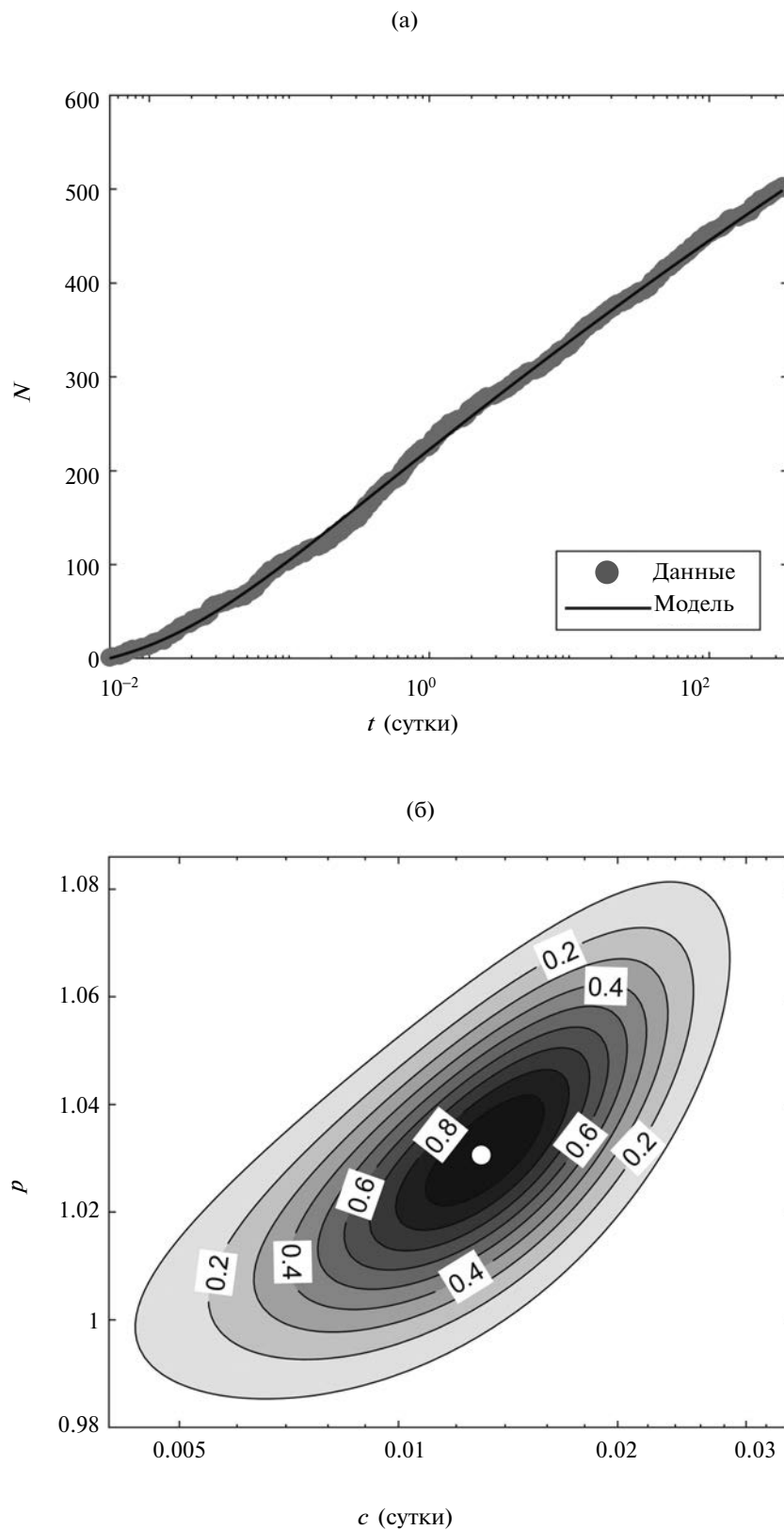


Рис. 2. Распределение времен сильнейших афтершоков в рассмотренных 526 сериях.

а – график числа серий с $t_{j,l} < t$ (кружки) и аппроксимация распределения законом Омори-Утсу (сплошная линия); б – апостериорные вероятности совместного распределения оценок параметров c и p закона Омори-Утсу [Holschneider et al., 2012]. Контурами с маркерами показаны линии уровня, белым кружком отмечено положение максимума правдоподобия.

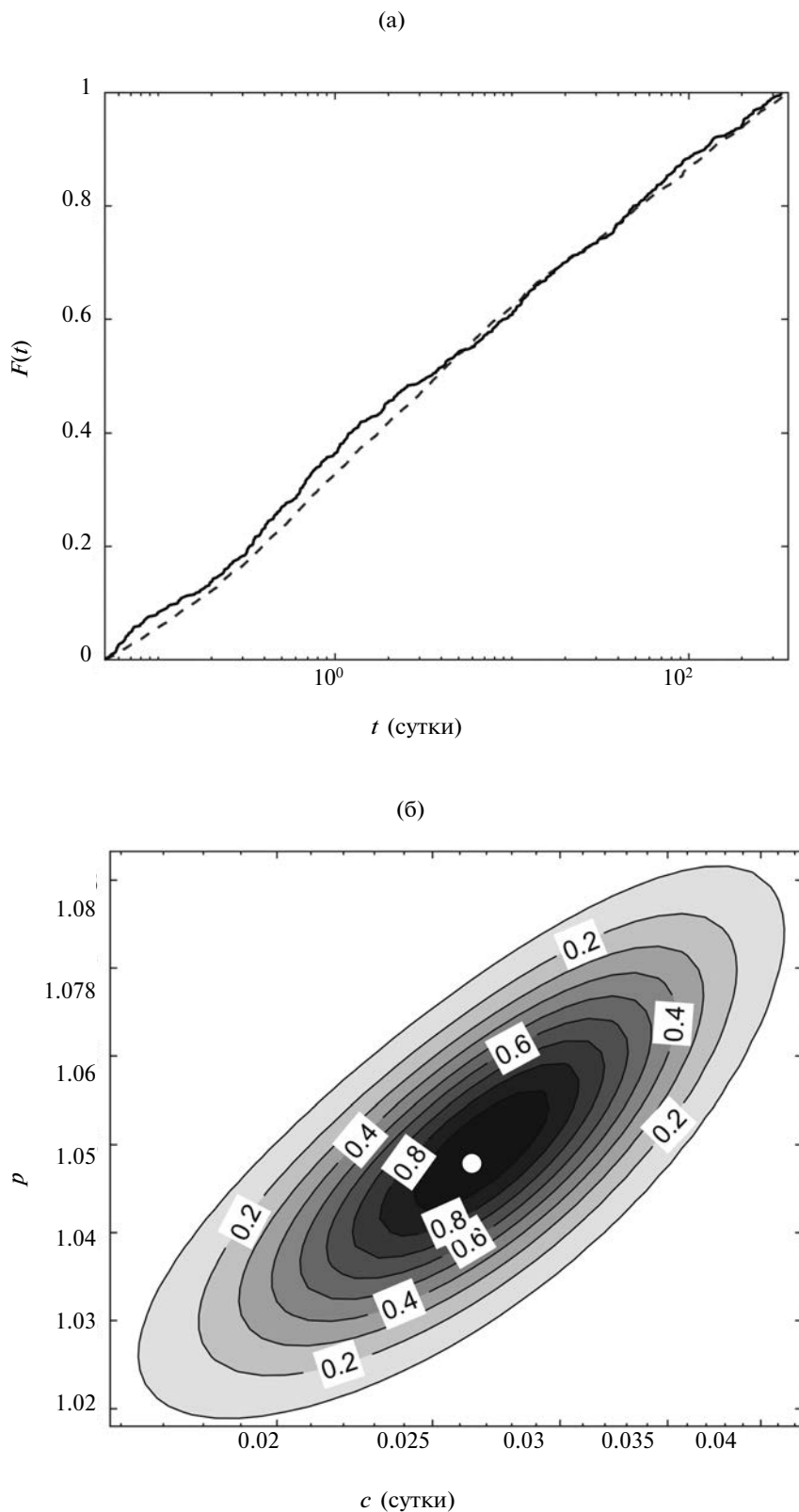


Рис. 3. Сравнение распределения времен $t_{j,1}$ сильнейших афтершоков и усредненного распределения времен афтершоков с $M \geq 5.0$ в рассмотренных 526 сериях.

а – функции распределения времен сильнейших афтершоков $t_{j,1} < t$ (сплошная линия) и времен в стеке всех афтершоков с $M \geq 5.0$ (пунктирная линия); б – апостериорные вероятности совместного распределения оценок параметров c и p закона Омори-Утсу [Holschneider et al., 2012] для стека; обозначения см. рис. 2.

о прямом каскаде разрушения такой результат представляется контр-интуитивным, некоторое смещение в сторону меньших значений времен сильнейших афтершоков относительно времен афтершоков с произвольной магнитудой представлялось бы более ожидаемым результатом.

ПРОВЕРКА ОТСУТСТВИЯ УПОРЯДОЧЕННОСТИ МАГНИТУД

На рис. 4 приведены распределения магнитуд $M_{j,k}$ (см. рис. 4а, 4в) и времен $t_{j,k}$ 4 (см. рис. 4б, 4г) для разных значений индекса $k = 1, \dots, K$. Отметим, что среднее по сериям $M_{j,1}$, равное 1.2, иллюстрирует закон Бота [Bath, 1965]. Графики

для времен строились в интервале (t_{start} , 365 сут). Для первых пяти сильнейших магнитуд ($K = 5$) оказалось, что при значении $t_{start} = 0.005$ сут в каталоге в этом интервале времени магнитуды $M_{j,k}$, $k \leq 5$, с большой вероятностью представлены полностью. В противном случае при малых значениях $t_{j,k}$ (менее 0.01 сут) проявился бы дефицит событий в распределении в виде горизонтального участка кривых, который не наблюдается (см. рис. 4б). Для $K = 15$ значение t_{start} пришлось увеличить до 0.05 сут. При анализе рисунков 4б и 4г обращает на себя внимание не только малое расхождение кривых, но и тот факт, что кривые многократно пересекают друг друга, что подтверждает отсутствие какой-либо

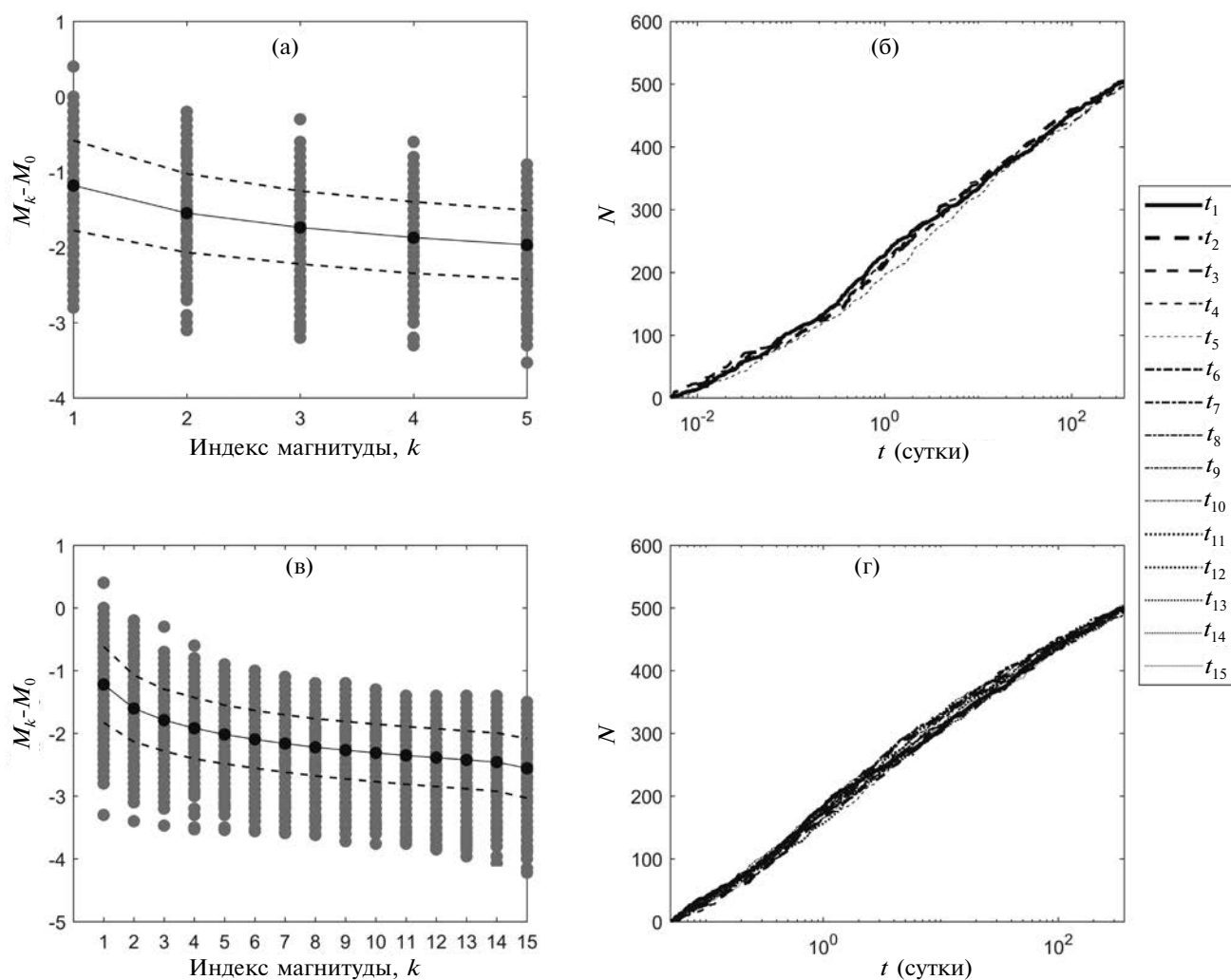


Рис. 4. Распределение магнитуд $M_{j,k}$ (а, в) и кумулятивное распределение времен $t_{j,k}$ (б, г) афтершоков для значений индекса $k = 1, \dots, K$: $K = 5$ (а, б); $K = 15$ (в, г).

Показаны значения магнитуд относительно магнитуды M_0 соответствующего основного толчка. Для варианта $K = 5$ минимальное время t_{start} принято равным 0.005 сут, для варианта $K = 15 - 0.05$ сут. Серыми кружками на графиках "а, в" указаны значения магнитуд относительно магнитуды M_0 соответствующего основного толчка, черными кружками и сплошной линией – средние значения, пунктиром – стандартные отклонения.

упорядоченности магнитуд по времени. Из рисунков 4а и 4в видно, что значения $M_{j,15}$ в среднем более чем на единицу в меньшую сторону отличаются от $M_{j,1}$. Таким образом, наш анализ охватывает большой диапазон магнитуд.

Мы провели анализ распределений времен $t_{j,1}, \dots, t_{j,15}$. Были оценены параметры закона Омори-Утсу и их доверительные интервалы для каждой из серий по методике, описанной в разделе “Методика совместного анализа магнитуд

и времен афтершоков”. Сводка полученных результатов приведена в таблице. Как видно из таблицы, значения параметра c для всех k не превышают 0.1, а значения параметра p близки к единице и варьируют в узких пределах от 1.04 до 1.11, а с учетом 95% доверительных интервалов в пределах от 0.99 до 1.15. Таким образом, можно считать, что каждая из последовательностей $t_{j,k}$, $k = 1, \dots, 15$ имеет распределение Омори-Утсу, при этом значения параметров близки.

Оценки параметров закона Омори-Утсу для времен $t_{j,k}$ и статистики Колмогорова-Смирнова при попарном сравнении распределений.

k	c^*	p^*	$\operatorname{argmax} D_{k,p}^*$	$\max D_{k,p}^*$
1	0.03 (0.001, 0.066)	1.05 (1.00, 1.10)	5	0.06
2	0.10 (0.036, 0.100)	1.11 (1.05, 1.14)	3	0.06
3	0.05 (0.002, 0.091)	1.05 (0.99, 1.10)	6	0.07
4	0.10 (0.027, 0.100)	1.09 (1.02, 1.12)	10	0.05
5	0.06 (0.002, 0.095)	1.08 (1.01, 1.12)	10	0.07
6	0.06 (0.003, 0.095)	1.10 (1.03, 1.15)	14	0.07
7	0.07 (0.003, 0.096)	1.10 (1.03, 1.14)	8	0.07
8	0.05 (0.002, 0.088)	1.07 (1.01, 1.12)	7	0.07
9	0.08 (0.012, 0.098)	1.11 (1.04, 1.14)	5	0.07
10	0.05 (0.002, 0.090)	1.09 (1.02, 1.14)	5	0.07
11	0.08 (0.014, 0.098)	1.11 (1.04, 1.14)	12	0.06
12	0.05 (0.002, 0.091)	1.05 (0.99, 1.10)	10	0.07
13	0.03 (0.001, 0.070)	1.04 (0.99, 1.09)	10	0.07
14	0.06 (0.003, 0.093)	1.06 (1.00, 1.10)	6	0.07
15	0.06 (0.004, 0.096)	1.06 (0.99, 1.10)	7	0.06

Примечание. *Параметры c, p оценены для распределений времен $t_{j,k}$ для каждого $k = 1, \dots, 15$ по всем сериям. При попарном сравнении для каждого k находилось значение $l = \operatorname{argmax} D_{k,p}$, для которого статистика Колмогорова-Смирнова $\max D_{k,p}$ (максимум абсолютной разности функций распределения) оказывалась максимальной среди всех пар. По критерию Колмогорова-Смирнова, при числе серий 526, гипотеза о совпадении распределений отвергается на 5% уровне значимости, если значение $\max D_{k,p}$ не превышает 0.083.

Чтобы убедиться, что наблюдаемые визуаль-но незначительные расхождения кумулятивных кривых на рисунках 4б и 4г носят случайный характер и не являются статистически значимыми, мы выполнили попарное сравнение распределений по критерию согласия Колмогорова-Смирнова [Smirnov, 1948]. Нулевая гипотеза

– времена распределены одинаково, конкурирующая гипотеза – времена имеют разное распределение. Обозначим $D_{k,p}$ максимальное по модулю расхождение кривых на рис. 4г, соответствующих индексам k и p . Для каждого k найдено значение p , при котором $D_{k,p}$ достигает максимума. Будем обозначать это значение

$I_k = \operatorname{argmax} D_{k,p}$. Результаты определения I_k приведены в таблице. Ни для одной из пар индексов k, p гипотеза о совпадении распределений не может быть отвергнута на 5% уровне значимости, что подтверждает отсутствие какой-либо упорядоченности магнитуд афтершоков по времени.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Полученные результаты подтверждают гипотезу о независимости магнитуд и времен афтершоков и тем самым дают обоснование для применения подхода Ризенберга-Джонс [Reasenberг, Jones, 1989], в котором афтершоковый процесс представляется прямой суперпозицией законов Омори-Утсу и Гутенберга-Рихтера. Этот подход допускает использование и других моделей афтершокового процесса вместо модели Омори-Утсу. Однако, в соответствии с полученными здесь результатами, необходимо с осторожностью относиться к моделям, в которых магнитуды имеют какую-либо упорядоченность по времени. В частности, это касается моделей прямых каскадов разрушения, в которых процесс развивается от больших магнитуд к меньшим. Поскольку результаты нашей работы получены на основе совокупного анализа большого числа афтершоковых последовательностей, речь, конечно, идет о наиболее часто реализующейся ситуации. В отдельных случаях вполне возможно возникновение упорядоченности магнитуд во времени. Зависимость времен и магнитуд афтершоков в специфических тектонических условиях требует отдельных исследований.

Независимость времен и магнитуд афтершоков является важным допущением в широко используемой стохастической модели афтершоков ETAS [Ogata, 1988], а также в некоторых из сходных моделей ветвящихся процессов. В таких моделях землетрясения играют роль триггеров для последующих толчков. При этом предполагается, что магнитуда “триггера” и магнитуда инициированного события никак не связаны. От магнитуды “триггера” зависит только число инициируемых событий, которое тем больше, чем больше эта магнитуда, а реализация магнитуд афтершоков происходит случайно в соответствии с законом Гутенберга-Рихтера: чем больше событий инициируется триггерами, тем выше вероятность афтершока с магнитудой, превышающей произвольный порог. Такие представления частично подтверждаются исследованиями работы [Felzer et al., 2004], в которой показано, в частности, что частое возникновение парных землетрясений в районе Соломоновых остро-

вов вполне укладывается в модель основной толчок—афтершок близкой магнитуды и не требует особой интерпретации. Результат нашей работы также подтверждает справедливость указанного допущения. Вместе с тем, механизм прямого триггерного воздействия при возникновении землетрясений маловероятен, так как скачки напряжения при землетрясениях (~10 МПа) меньше напряжений необходимых для возникновения разрыва (~60 МПа) [Hardebeck, Hauksson, 2001]. Более вероятной является схема возникновения афтершоков за счет напряжений, накопленных до основного толчка, и образования сильно неоднородного поля напряжений в результате неравномерной подвижки в его очаге, а также перераспределения напряжений по неоднородностям в очаге и непосредственной близости от него. При этом афтершоки возникают не мгновенно, а с некоторой задержкой благодаря, например, усталостным механизмам [Narteau et al., 2002]. Триггеры в этой схеме являются лишь факторами, ускоряющими возникновение афтершоков, которые и так произошли бы, но несколько позже. Очевидно, что малые воздействия, сходные по силе прямым воздействиям от сейсмических событий, например, морские приливы [Баранов и др., 2018] или даже обогнувшие землю поверхностные волны от основного толчка [Зотов и др., 2018], также могут выполнять роль “триггеров”, повышающих вероятность возникновения афтершоков. Независимость магнитуды афтершоков от времени в такой схеме не очевидна, поэтому полученные здесь результаты вносят существенный вклад в понимание физики афтершоковых процессов.

Полученные результаты имеют важное значение для оценивания в последовательные моменты после сильного землетрясения опасности возникновения следующих сильных повторных толчков с использованием информации об уже произошедших афтершоках даже небольшой силы [Баранов, Шебалин, 2016; Шебалин, Баранов, 2017]. При условии надежных оценок параметров закона Омори-Утсу и Гутенберга-Рихтера по данным на интервале от основного толчка до текущего момента, можно оценить такие характеристики как максимальная магнитуда, время ожидания толчков заданной силы, вероятность возникновения событий заданной силы на заданном интервале.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Основной результат исследования состоит в том, что по данным о глобальной сейсмичности за 1975–2017 гг. подтверждена гипотеза

о независимости времен и магнитуд афтершоков. Также показано, что глобальное распределение времен сильнейших афтершоков имеет степенную форму, что аналогично закону Омори-Утсу. Подтвержденная независимость времен и магнитуд афтершоков позволяет представлять афтершоковый процесс прямой суперпозицией законов Омори-Утсу и Гутенберга-Рихтера.

БЛАГОДАРНОСТИ

Авторы благодарны рецензентам за ценные замечания.

ИСТОЧНИК ФИНАНСИРОВАНИЯ

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда (проект № 16-17-00093).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Баранов С.В., Шебалин П.Н.* О прогнозировании активности афтершоков. 1. Адаптивные оценки на основе законов Омори и Гутенберга-Рихтера // *Физика Земли*. 2016. № 3. С. 82–101.
- Баранов А.А., Баранов С.В., Шебалин П.Н.* Количественная оценка степени воздействия морских приливов на активность афтершоков в районе Камчатки // *Вулканология и сейсмология*. 2019. № 1. С. 67–82.
- Зотов О.Д., Завьялов А.Д., Гульельми А.В., Лавров И.П.* О возможном эффекте кругосветных поверхностных сейсмических волн в динамике повторных толчков сильных землетрясений // *Физика Земли*. 2018. № 1. С. 187–201. DOI: 10.7868/S0002333718010155
- Молчан Г.М., Дмитриева О.Е.* Идентификация афтершоков: обзор и новые подходы // *Вычислительная сейсмология*. 1991. Вып. 24. С. 19–50.
- Смирнов В.Б.* Оценка длительности цикла разрушения литосферы Земли по данным каталогов землетрясений // *Физика Земли*. 2003. № 10. С. 13–32.
- Смирнов В.Б.* Прогностические аномалии сейсмического режима. I. Методические основы подготовки исходных данных // *Геофизические исследования*. 2009. Т. 10. № 2. С. 7–22.
- 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.
- Шебалин П.Н.* Афтершоки как индикаторы напряженного состояния в системе разломов // *ДАН*. 2004. Т. 398. № 2. С. 249–254.
- Шебалин П.Н., Баранов С.В.* Экспресс оценка опасности сильных афтершоков района Камчатки и Курильских островов // *Вулканология и сейсмология*. 2017. № 4. С. 57–66.
- ANSS Comprehensive Earthquake Catalog (ComCat) URL: <https://earthquake.usgs.gov/data/comcat/>
- Bath M.* Lateral inhomogeneities in the upper mantle // *Tectonophysics*. 1965. V. 2. P. 483–514.
- Felzer K.R., Rachel E. A., Ekstrom G.A.* Common Origin for Aftershocks, Foreshocks, and Multiplets // *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2004. V. 94. № 1. P. 88–98.
- Hardebeck L., Hauksson E.* Crustal stress field in southern California and its implications for fault mechanics // *Journal of Geophys. Res.* 2001. V. 106. № B10. P. 21,859–21,882.
- Helmstetter A., Kagan Y.Y., Jackson D.D.* Comparison of short-term and time-independent earthquake forecast models for southern California // *Bulletin of the Seismological Society of America*. 2006. V. 96(1). P. 90–106.
- Holschneider M., Narteau C., Shebalin P. et al.* Bayesian analysis of the modified Omori law // *Journal of Geophys. Res.* 2012. V. 117. B05317. DOI: 10.1029/2011JB009054.
- Gerstenberger M.C., Wiemer S., Jones L.M., Reasenber P.A.* Real-time forecasts of tomorrow's earthquakes in California // *Nature*. 2005. V. 435. P. 328–331.
- Gutenberg B., Richter C.F.* Frequency of Earthquakes in California // *Bulletin of the Seismological Society of America*. 1944. V. 34. P. 185–188.
- Narteau C., Shebalin P., Holschneider M.* Temporal limits of the power law aftershock decay rate // *Journal of Geophys. Res.* 2002. V. 107. C. 1201–1214.
- Narteau C., Shebalin P., Holschneider M. et al.* Direct simulations of the stress redistribution in the scaling organization of fracture tectonics (SOFT) model // *Geophys. J. Int.* 2000. V. 141. P. 115–135.
- Ogata Y.* Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes // *J. Amer. Statist. Assoc.* 1988. V. 83. P. 9–27.
- Reasenber P.A., Jones L.M.* Earthquake Hazard After a Mainshock in California // *Science*. 1989. V. 242. № 4895. P. 1173–1176. DOI: 10.1126/science.243.4895.1173.
- Shebalin P., Baranov S.* Long-Delayed Aftershocks in New Zealand and the 2016 M7.8 Kaikoura Earthquake // *Pure Appl. Geophys.* 2017. V. 174. P. 3751–3764. DOI: 10.1007/s00024-017-1608-9.
- Shebalin P., Narteau C.* Depth dependent stress revealed by aftershocks // *Nature Communications*. 2017. V. 8. № 1317. DOI: 10.1038/s41467-017-01446-y
- Smirnov N.* Table for Estimating the Goodness of Fit of Empirical Distributions // *Annals of Mathematical Statistics*. 1948. № 19. P. 279–281.
- Utsu T.* A statistical study on the occurrence of aftershocks // *Geophysical Magazine*. 1961. V. 30. P. 521–605.

GLOBAL STATISTICS OF AFTERSHOCKS FOLLOWING LARGE EARTHQUAKES: INDEPENDENCE OF TIMES AND MAGNITUDES

S. V. Baranov^{1, *}, P. N. Shebalin^{2, **}

¹ Kola Branch, Unified Geophysical Survey Federal Research Center, Russian Academy of Sciences, Fersmana ul. 14, Apatity, Murmansk Region, 184209 Russia

² Institute of Earthquake Prediction Theory and Mathematical Geophysics, Russian Academy of Sciences, Profsoyuznaya ul. 84/32, Moscow, 117997 Russia

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

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

Received February 13, 2018

This paper considers the global statistics of times of largest aftershocks relative to the times of the corresponding main shocks. A large data set was used to show that the time-dependent distribution of largest aftershocks obeys a power law distribution. This is analogous to the Omori law for the sequence of all after- shocks. It is also shown that the times of the second, etc., largest aftershocks obey the same distribution. Thereby, we have confirmed the hypothesis that the times and magnitudes in an aftershock sequence are independent and make a good case for the Reasenberg-Jones representation of the aftershock process as a superposition of the Omori-Utsu law and the Gutenberg–Richter relation. Events that are smaller than the largest in an aftershock sequence show no delay relative to the largest event; this rejects the idea of the after- shock process as a direct failure cascade involving gradual transitions from larger to lesser scales, which imposes certain restrictions on the widely popular stochastic models of aftershock generation as branching processes. The above result is important in practice for prediction of aftershock activity and for assessing the hazard of large aftershocks.

Key words: Aftershocks, Independence of times and magnitudes, Omori Law.