

УДК 550.343

ЗАКОН ПОВТОРЯЕМОСТИ ОТРЕЗКОВ ВРЕМЕНИ МЕЖДУ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНЫМИ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЯМИ

© 2002 г. И. Н. Тихонов

Представлено академиком В.Н. Страховым 17.04.2002 г.

Поступило 17.04.2002 г.

В практике сейсмического районирования отдельных территорий особенно важны долговременные характеристики сейсмического режима [1]. Одной из них является закон Гутенберга–Рихтера [2], связывающий два параметра – магнитуду (или энергию) землетрясений и их число. В монографии [1] по поводу этого закона сказано, что главнейшими характеристиками сейсмического режима являются “закон” и, соответственно, график повторяемости землетрясений. Другие же параметры сейсмического режима, в частности промежутки времени D_i между последовательными сейсмическими событиями, пока не нашли такого широкого применения. В настоящем сообщении речь пойдет о параметре D_i . Историю его исследований можно найти в работе [3].

Нами дается экспериментальное обоснование закона повторяемости для параметра D_i на примере обработки данных двух каталогов землетрясений. Использование такого закона открывает, на наш взгляд, новое направление работ в сейсмическом районировании наряду с общепринятой методикой исследований на основе закона Гутенберга–Рихтера.

Пусть имеется ряд разностей времен в очагах последовательных землетрясений (D_i , где $i = 1, 2, \dots, m$). Рассмотрим число случаев N_i , когда значения D_i достигают или превышают заданные пороговые уровни:

$$U(n) = \varepsilon + n\sigma,$$

где ε и σ – оценки среднего и среднеквадратичного отклонения для данного ряда D_i , $n = 0; 0.5; \dots, 9.0$. Всего вводится 19 уровней (градаций): $(0, \varepsilon)$, $(\varepsilon, \varepsilon + 0.5\sigma)$, $(\varepsilon + 0.5\sigma, \varepsilon + 1.0\sigma)$, ..., $(\geq \varepsilon + 9.0\sigma)$. Это число градаций подбиралось эмпирически, из условия перекрытия диапазона изменения случайной величины D_i . Выбор порогов в терминах па-

раметра σ [4] помогает, на наш взгляд, достичь большей наглядности при сопоставлении результатов обработки по разным сейсмоактивным районам.

Исходным материалом для обработки послужили выборки данных из двух каталогов землетрясений с $M \geq 4.0$: JMA [5] для района восточнее о-вов Хоккайдо, Хонсю за 1961 г.–июнь 2001 г. и NEIC [6] для района Южных Курильских о-вов за 1962 г.–июнь 2001 г. (рис. 1). Первая выборка содержала 9485 землетрясений с глубинами очагов $h \leq 100$ км, а вторая – 5789 толчков без ограничений по глубине. Каталог JMA достаточно надежен в плане представительности землетрясений с $M \geq 4.0$ за 40-летний период наблюдений. Каталог NEIC, хотя и однороден, но недостаточно полон, что видно из сравнения его с региональным каталогом землетрясений Сахалинской ОМСП Геофизической службы РАН, который, к сожалению, неоднороден и потому не используется.

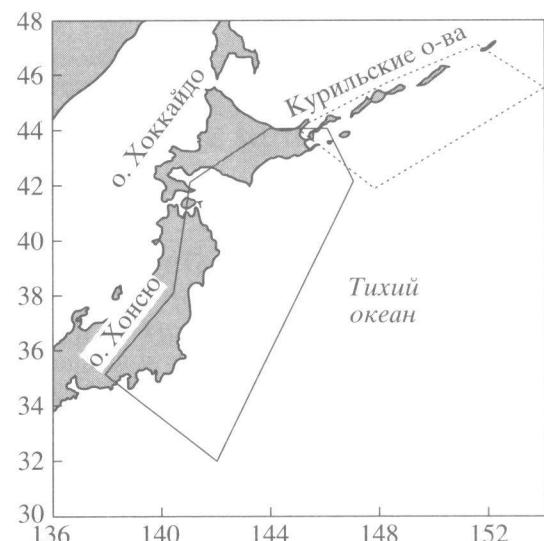


Рис. 1. Обзорная карта сейсмоактивных районов восточнее о-вов Хоккайдо и Хонсю (сплошная линия) и Южных Курильских о-вов (штриховая линия).

Институт морской геологии и геофизики
Сахалинского научного центра
Дальневосточного отделения
Российской Академии наук, Южно-Сахалинск

На рис. 2 показаны результаты построения кумулятивных графиков повторяемости интервалов D_i для Японии и Южных Курил. В качестве регрессионного соотношения используется линейная зависимость

$$\lg N = A + Bn,$$

где $N(n)$ – число интервалов времени, длительность которых достигает или превышает пороговый уровень $U(n) = \varepsilon + n\delta$ в сутках, A и B – коэффициенты линейной аппроксимации.

Отметим необычно тесную для геофизических данных связь между параметрами $N(n)$ и n (или $U(n)$). Коэффициент корреляции для регрессии по каталогу JMA $r_1 \approx 0.9995$, а по каталогу NEIC $r_2 \approx 0.9937$. Значения коэффициентов аппроксимации оказались равными: $A_1 \approx 3.452$; $B_1 \approx -0.380$ для Японии и $A_2 \approx 2.977$, $B_2 \approx -0.265$ для Южных Курил.

Большие отклонения (отскоки) отсчетов фактических данных от регрессионной кривой на концах графика по каталогу NEIC свидетельствуют о неполноте этого каталога при нижнем уровне магнитуд $M = 4.0$. Таким образом, попутно мы получаем новый способ проверки представительности событий в каталоге наряду с известным способом на основе закона повторяемости магнитуд землетрясений.

Известно, что распределение экспериментальных данных типа отрезков времени между последовательными наступлениями редких независимых событий обычно согласуется с экспоненциальным (показательным) законом распределения с плотностью вероятности

$$p(x) = \lambda \exp(-\lambda t).$$

Поэтому возникает естественный вопрос: не обусловлена ли тесная корреляционная связь между параметрами $N(n)$ и n (или $U(n)$) тем, что она определяется этим законом?

Для ответа на этот вопрос сравним кумулятивные вероятности, отвечающие показательному закону для параметра $\lambda = \frac{1}{\varepsilon}$ ($\lambda_1 = 0.6415$ сут $^{-1}$ для каталога JMA и $\lambda_2 = 0.4014$ сут $^{-1}$ для каталога NEIC), с соответствующими кумулятивными вероятностями для эмпирических распределений. При этом воспользуемся статистическим критерием χ^2 Пирсона. Расчет оценок кумулятивных вероятностей сделаем по формуле для среднего значения частоты j -го значения эмпирического распределения [7, с. 66]

$$\overline{F(D_j)} = \frac{j}{m+1}$$

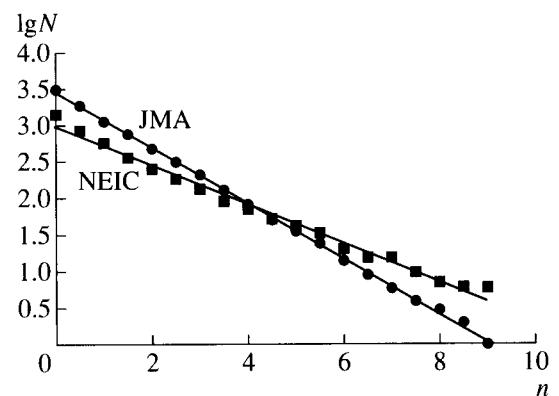


Рис. 2. Кумулятивные графики повторяемости интервалов D_i в пределах японского (каталог JMA) и южно-курильского (каталог NEIC) районов в зависимости от параметра n . Прямые линии на графиках отвечают линейной регрессии.

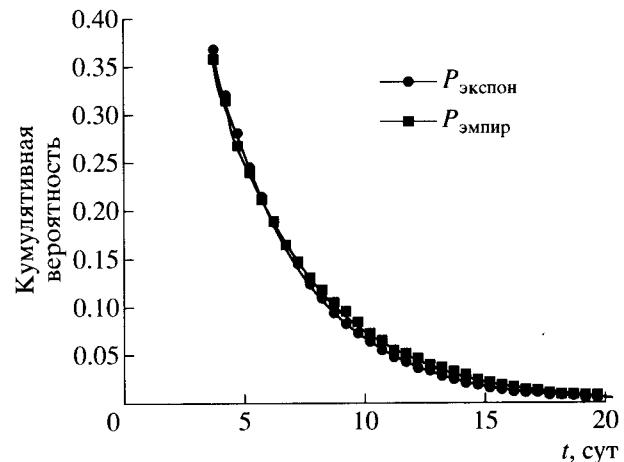


Рис. 3. Зависимость от времени оценок кумулятивных вероятностей эмпирического ($P_{\text{эмпир}}$) и экспоненциального ($P_{\text{экспон}}$) распределений интервалов D_i основных толчков по каталогу JMA. $P_{\text{экспон}}$ рассчитаны для параметра $\lambda = 0.2703$ сут $^{-1}$.

по параметру t , где t – время (в сутках) между наступлениями последовательных сейсмических событий.

В результате такой обработки были получены значения статистики χ^2 , значительно превышающие критические для уровня значимости 0.01. Таким образом, наблюдается несогласованность каждого из эмпирических распределений с соответствующим экспоненциальным по обоим каталогам. Этот вывод подтвердился и тем, что распределение числа землетрясений в выборке из каталога JMA по суточным интервалам не соответствовало распределению Пуассона при том же уровне значимости.

Таблица 1. Повторяемость интервалов D_i для района восточнее о-вов Хоккайдо и Хонсю (каталог JMA)

$M \geq 4.0, h \leq 100$ км		$M \geq 5.0, h \leq 100$ км	
Пороговые уровни U , сут	D_i	Пороговые уровни U , сут	D_i
3	37.0 случаев в год	10	15.4 случаев в год
6	10.8 случаев в год	20	6.9 случаев в год
9	3.2 случаев в год	30	3.1 случаев в год
12	1 случай за 1.1 года	40	1.4 случаев в год
15	1 случай за 3.7 года	50	1 случай за 1.6 года

Теперь остается проверить предположение о том, не обусловлен ли полученный результат использованием всех данных каталогов, без удаления афтершоков. Поэтому нами была осуществлена процедура “чистки” каталогов от афтершоков. Удаление афтершоков из каталогов осуществлялось с помощью пространственно-временных окон, выбранных согласно [8]. Далее выборки из каталогов основных толчков были подвергнуты той же обработке и проверке на согласованность распределений. В итоге для каталога JMA значение статистики Пирсона не превысило критический уровень, отвечающий уровню значимости 0.01. Хорошая согласованность распределений видна также на рис. 3. Аналогичное согласие с пуассоновским законом на том же уровне значимости было получено и для распределения числа основных толчков в каталоге JMA по 5-суточным интервалам. Для каталога же NEIC статистика Пирсона превысила критический уровень значимости 0.01, что, возможно, произошло из-за его неполноты.

То, что предлагаемый нами закон “работает” без применения субъективной процедуры очищения каталога от афтершоков, является дополнительным его достоинством. В табл. 1 в качестве примера приведены некоторые оценки повторяемости интервалов времени D_i в районе Японии для толчков с $M \geq 4.0$ и $M \geq 5.0$. Для каталога NEIC

ввиду неполноты его подобные оценки не приводятся. Закон повторяемости отрезков времени D_i найдет, по нашему мнению, широкое применение в области сейсмического районирования и других задачах сейсмологии.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Сейсмическое районирование территории СССР. Методические основы и региональное описание карты 1978 г. М.: Наука, 1980. 308 с.
2. Рихтер Ч.Ф. Элементарная сейсмология. М.: ИЛ, 1963. 670 с.
3. Гайский В.Н. Статистические исследования сейсмического режима. М.: Наука, 1970. 124 с.
4. Тихонов И.Н. В сб.: Динамика очаговых зон и прогнозирование сильных землетрясений Северо-Запада Тихого океана. Южно-Сахалинск, 2001. Т. 2. С. 67–79.
5. JMA Earthquake Catalog. Japan Meteorological Agency. 1926.1.1 – 2001.6.30.
6. Global Hypocenter Data Base CD-ROM. NEIC/USGS. – Denver, 1989.
7. Гумбель Э. Статистика экстремальных значений. М.: Мир, 1965. 450 с.
8. Джонсон К., Кейлис-Борок В.И., Ламоре Р., Минстер Б. // Вычисл. сейсмология. 1984. В. 16. С. 3–10.