

О ПРОБЛЕМЕ ОЦЕНКИ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ ОСОБЕННОСТЕЙ ПРЕДСТАВИТЕЛЬНОСТИ КАТАЛОГА ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ КАМЧАТКИ

Салтыков В.А., Волович О.Г.

КФ ФИЦ ЕГС РАН, г. Петропавловск-Камчатский, salt@emsd.ru

Введение

Уровень представительности регистрируемых землетрясений является важным параметром, характеризующим возможности сейсмометрической сети по мониторингу сейсмической обстановки. Под представительностью обычно понимается нижний энергетический уровень землетрясений, которые могут быть зарегистрированы в заданной пространственной области без пропусков. Следует различать теоретическую представительность и фактическую, наблюдающуюся в действительности. Теоретическая представительность может быть оценена исходя из уровня сейсмических шумов на станциях регистрации, задаваемого поглощения сейсмических волн средой и необходимого для локации числа сейсмических станций. Такая представительность является параметром сети сейсмических станций и характеризует возможности этой сети с учетом принятых допущений. Не меньший, а, возможно, даже больший интерес представляет оценка фактической представительности, которая будет характеризовать качество получаемого каталога. Естественно, что и для данной оценки необходимы определенные допущения.

Основным допущением является закон Гуттенберга-Рихтера, согласно которому распределение числа землетрясений N по энергии имеет степенной характер:

$$\lg N = A - \gamma K, \text{ или } \lg N = a - bM,$$

где $K = \lg E$ – энергетический класс землетрясения, M – его магнитуда, E – энергия в Дж, коэффициенты b и γ традиционно именуют наклоном графика повторяемости $\lg N = f(K)$ или $\lg N = f(M)$, A – активность. При пропусках в регистрации слабых землетрясений характер распределения меняется. В этом случае представительность можно определить как нижнюю границу линейного участка графика повторяемости – K_C или M_C .

Методика формализованной оценки представительности каталога.

Формализации процедуры оценки M_C уделяется достаточно большое внимание, судя по публикациям. Симпатии авторов склоняются в сторону подхода, описанного в работах [3, 4], где представительность определяется через пороговую оценку магнитуды M_C (класса K_C), выше которой распределение числа землетрясений N по магнитуде M или классу K можно считать экспоненциальным для заданного уровня статистической значимости α .

В соответствии с методом максимального правдоподобия наклон графика повторяемости γ

оценивается как $\gamma = \lg \left(1 + \frac{N_0}{\sum_{i=0} i \cdot n_{K_0+0.1i}} \right) / 0.1$ [2]. Активность A определяется как $A = \frac{\sum_{i=0} N_i \cdot 10^{-\gamma K_i}}{\sum_{i=0} 10^{-2\gamma K_i}}$.

Здесь N_i – число землетрясений энергетического класса не менее K_i , n_i – число землетрясений энергетического класса K_i . Сравнение фактического числа землетрясений N_0 с его оценкой $N_0^* = A \cdot 10^{-\gamma K_0}$ позволяет оценить статистическую значимость α экспоненциальности распределения рассматриваемой выборки из каталога и, соответственно, значимость принятия решения о представительности K_C на уровне K_0 . Либо, задав необходимую значимость α , принять или отклонить гипотезу об экспоненциальности и, соответственно, представительности на уровне K_0 . Если гипотеза отклоняется, то пороговое значение K_0 увеличивается на 0.1 (так как магнитуды и классы в каталоге приведены с точностью до десятых) и расчеты продолжаются до получения удовлетворительного результата. Вид распределения разницы $N_0^* - N_0$ был определен на модельных последовательностях, имеющих экспоненциальное распределение, что имитировало каталоги землетрясений. Объем последовательности составил 200 000 событий. Наклон графика повторяемости варьировался в разумных пределах. Определено, что распределение $N_0^* - N_0$ можно считать нормальным с математическим ожиданием $(0.46 - 0.011\gamma)$ и среднеквадратичным отклонением

$(0.30 - 0.068\gamma)\sqrt{N_0}$. Данный подход реализован в программе [1], позволяющей не только оценить представительность заданной выборки из каталога, но и проследить ее изменение во времени. Такая возможность представляется особо важной, как будет показано ниже.

Примеры «неадекватной» оценки представительности

Авторы многократно обращали внимание на то, что представительность для афтершоковых последовательностей землетрясений оказывалась более высокой (то есть наблюдалось более низкое значение K_C) по сравнению с оценками для фоновой сейсмичности той же пространственной области по более продолжительным временным интервалам. До тех пор, пока не были выявлены слишком большие расхождения, это списывалось на тщательность обработки афтершоков. Однако, есть случаи, когда такое объяснение не может быть принято как удовлетворительное.

Пример 1. Южно-Озерновское землетрясение 2017-03-29 $M_w 6.6$ ($\varphi = 56.97^\circ$ $\lambda = 163.22^\circ$ $h = 43$ км) произошло на краю сети сейсмостанций (Рис. 1). Однако, представительность каталога афтершоков оказалась равной $K_C = 6.6$, что существенно лучше представительности каталога всей Камчатки за 2016 г – $K_C = 8.3$, хотя положение сейсмоактивной зоны Камчатки относительно сети станций предполагало, казалось бы, другое соотношение.

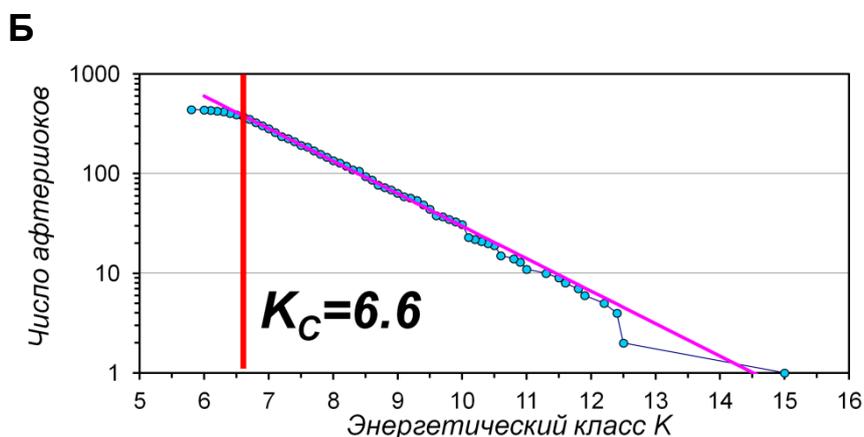
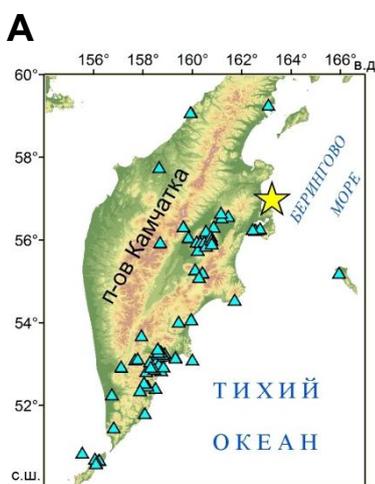
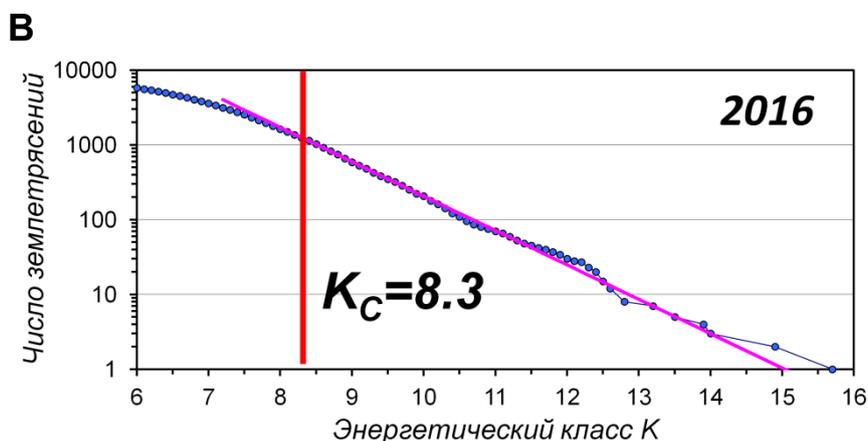


Рис. 1. А) Положение эпицентра Южно-Озерновского землетрясения 2017-03-29 $M 6.6$ (звездочка) относительно сети сейсмостанций (треугольники); Б) Кумулятивный график числа афтершоков; В) Аналогичный график для землетрясений 2016 г. в зоне ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН. Вертикальные линии отмечают уровень представительности выборки.



Пример 2. Рассмотрим пространственную круговую область радиуса $R = 25$ км с центром в точке $\varphi = 53^\circ$, $\lambda = 160^\circ$. Оценки представительности землетрясений с уровнем значимости $\alpha = 0.3$ дают значения $K_C = 9.3$ для 1962 – 2016 гг. и $K_C = 7.4$ для 1996 – 2016 гг. Здесь такая разность ($\Delta K_C = 1.9$) не должна, казалось бы, ставиться под сомнение и может объясняться совершенствованием сети и методики обработки сейсмологических данных. Однако, построение временного хода представительности (Рис. 2А) показывает, что «мгновенная» представительность существенно лучше, чем «средняя за несколько десятилетий». Причем, оценки, полученные в скользящем окне шириной $N = 200$ и $N = 100$ землетрясений представительного уровня, ведут себя согласованно.

И если отличия временного хода от среднего значения за 1962 – 2016 гг. еще могут быть объяснены на качественном уровне, связав их со «слабым звеном» 1962 – 1965 гг. и

кратковременным ухудшением представительности, связываемым с сильными землетрясениями 1992 г., то различия на интервале 1996 – 2016 гг. требуют другого объяснения. Авторы связывают этот эффект с временными вариациями наклона графика повторяемости γ (Рис. 2В), которые имеют достаточно большой диапазон – от 0.25 до 0.45. Очевидно, что в результате объединения двух выборок, каждая из которых имеет линейный график повторяемости, но со своим «индивидуальным» наклоном, мы получим искаженный, выгнутый график повторяемости, а его линейный участок будет заканчиваться на больших магнитудах и классах, поэтому K_C будет иметь завышенное значение, соответствующее худшей представительности.

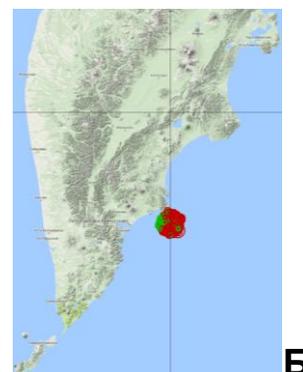
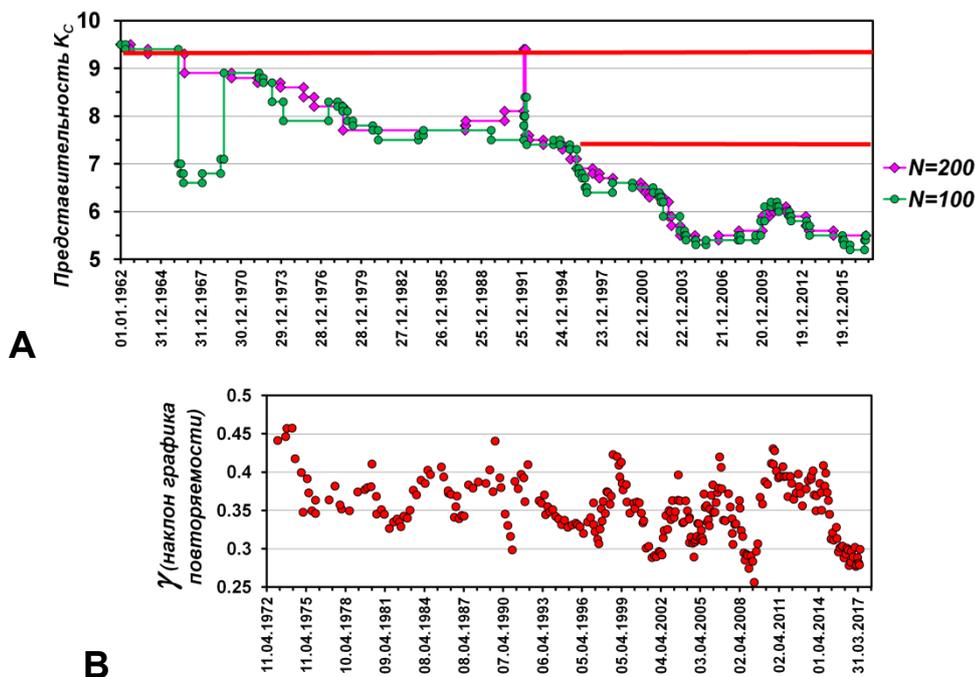


Рис. 2. Временной ход представительности землетрясений (А) пространственной области (Б). Горизонтальные отрезки отмечают представительность в целом за 1962–2016 и 1996–2016. Временной ход наклона графика повторяемости γ (В) в этой же области.

Подобный эффект с неизбежностью будет наблюдаться не только при осреднении больших временных интервалов, но и больших пространственных областей. Естественно, что совмещение больших пространственных объектов с большими временными интервалами только усугубляет ситуацию. Под «большими» здесь следует понимать такие интервалы времени и пространства, для которых мы не можем считать наклон графика повторяемости постоянным. Например, таким объектом можно считать всю зону ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН в течение всего времени детальных сейсмологических наблюдений на Камчатке – с 1962 по 2016 гг. Для этого случая статистически значимой ($\alpha=0.3$) величиной представительности каталога в целом можно считать $K_C = 12.6$ ($M_C = 5.5$). Если взять временной интервал, соответствующий в целом современному состоянию сети, – 1998–2016 гг., то $K_C = 10.0$ ($M_C = 4.3$), что также не укладывается в рамки разумного. Отметим, что приводимые в публикациях оценки представительности Камчатки, основываются, как правило, на экспертной оценке, а не аккуратных расчетах.

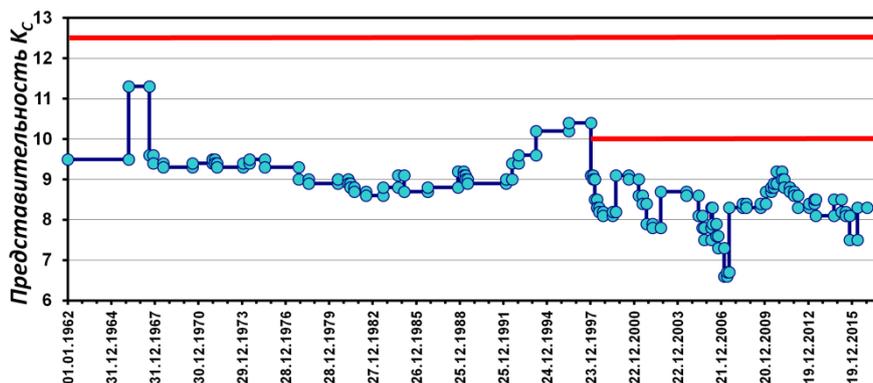


Рис. 3. Временной ход представительности землетрясений всей зоны ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН. Горизонтальные отрезки отмечают представительность K_C в целом за 1962–2016 и 1998–2016. Скользящее окно содержит 1000 землетрясений представительного уровня.

Построение временного хода, используя скользящее окно, исправляет ситуацию лишь частично (Рис. 3). Но даже в этом случае мы видим, что реальная представительность лучше «тотально осредненной» оценки на 3–4 единицы по классу K , что соответствует 1.5–2 единицам магнитуды M . Дальнейшего улучшения следует ожидать при сканировании большой пространственной области относительно небольшими единичными площадями. В качестве иллюстрации можно рассмотреть афтершоковую область Ближне-Алеутского землетрясения 2017-03-29 $M_W 7.8$ ($\varphi = 54.35^\circ$ $\lambda = 168.90^\circ$ $h = 7$ км), имеющую необычайно большую протяженность – более 400 км. В целом для нее представительность оценивается как $K_C = 9.3$ ($M_C = 3.9$). Однако, на основании сканирования кругами радиуса $R = 50$ км (Рис. 4) можно сделать вывод, что на самом деле представительность существенно лучше, хотя и падает в юго-восточном направлении, по мере удаления от Камчатки и, соответственно, от сети сейсмостанций.

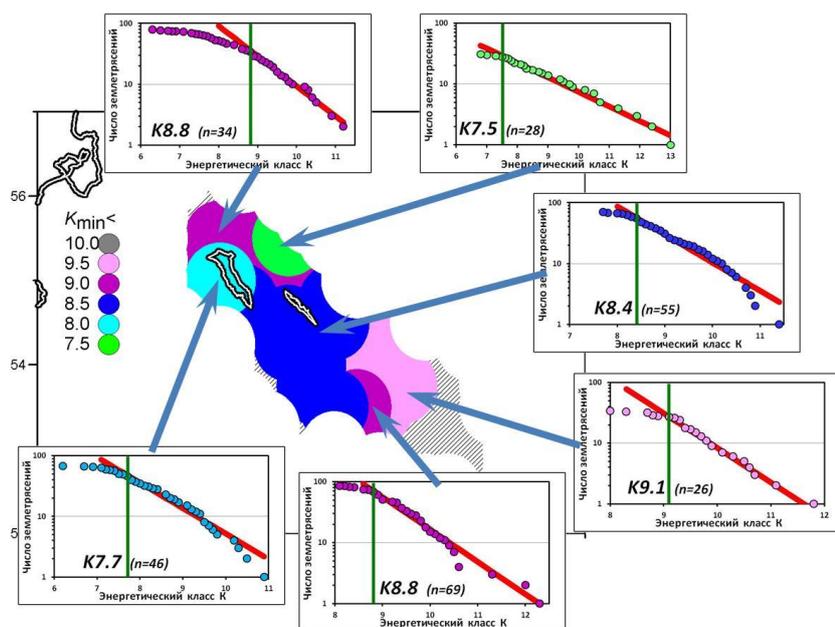


Рис. 4. Пространственное распределение представительности K_C афтершоков Ближне-Алеутского землетрясения $M 7.8$. Стрелки указывают положение центра единичного круга, для которого построен кумулятивный график числа землетрясений. Вертикальные линии отмечают уровень представительности. Указано число представительных землетрясений n .

Учитывая показанные примеры, можно ожидать, что аналогичное сканирование даст более корректное представление о значениях K_C в зоне ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН. Более того, при этом будет получено пространственное распределение реальных, а не теоретических K_C . С целью снизить искажения, связанные с временными вариациями наклона γ , продолжительность использованных данных была ограничена 5 годами: с 2012 по 2016 гг. На рис. 5 показаны результаты трех вариантов сканирования. Эффект увеличения детальности карты с уменьшением радиуса R очевиден и тривиален, поэтому особого интереса в контексте работы не представляет, в отличие от результатов анализа распределения «мгновенных» значений представительности K_C .

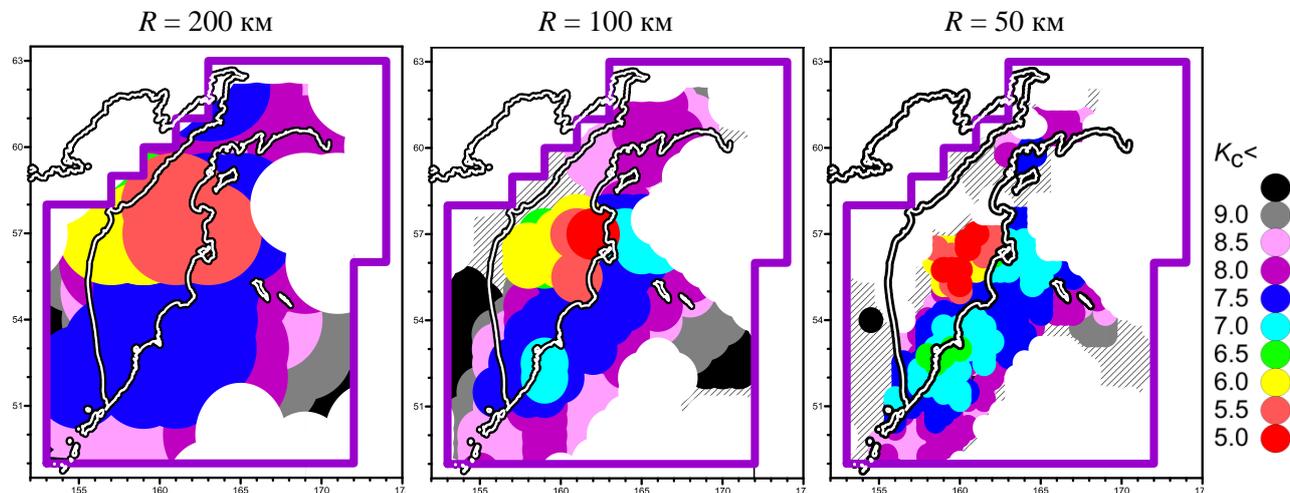


Рис. 5. Пространственное распределение представительности K_C в 2012 – 2016 гг. в зоне ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН (отмечена полигоном), полученное в результате сканирования кругами указанного радиуса R .

Рассмотрим последовательность случайных величин и их функцию распределения. Легко убедиться, что усреднение сглаживающим окном (временным, если мы говорим о временном ряде, или пространственным, если речь идет о пространственном распределении) не меняет математическое ожидание случайной величины, в отличие от дисперсии, которая закономерно уменьшается. Наличие неслучайной компоненты (тренда) не меняет кардинально результат сглаживания: мат. ожидание не меняется, впрочем, дисперсия меняется в меньшей степени, в основном, за счет длинных хвостов распределения. Функция распределения также изменится в основном на краевых участках. Такой подход имеет отношение к объекту нашего исследования: если функции распределения «мгновенных» значений K_C будут близки для карт с различными радиусами R сканирующих кругов, это будет означать, что одна карта (с большим R) может быть получена из другой (с меньшим R) путем сглаживания и ценой потери детальности.

И действительно, функции распределения для $R = 100$ км и $R = 200$ км очень близки, в отличие от функции распределения для $R = 50$ км (Рис. 6), которая фактически сдвинута по оси K на ≈ 1 в сторону меньших величин. Предлагается объяснение такого результата, не противоречащее другим вышеприведенным на рисунках и в тексте фактам. При больших значениях R элементарный круг включает в себя пространственные объекты, характеризующиеся различающимися наклонами графика повторяемости, что приводит к искусственно завышенным значениям K_C , аналогично ситуации с временным ходом (Рис. 2). Это и происходит при $R = 100$ км и $R = 200$ км. А с уменьшением R можно ожидать, что элементарный круг будет захватывать лишь пространства с одинаковым (или близким) значением γ , а полученные значения K_C будут ближе к истинным.

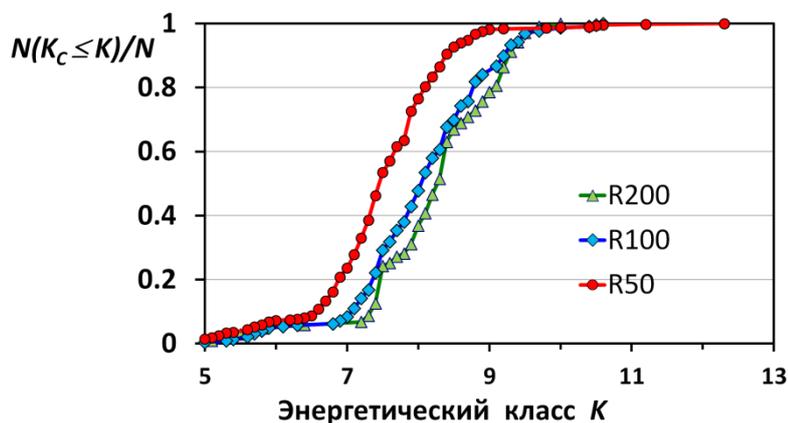


Рис. 6. Функция распределения значений представительности K_C , полученных при сканировании зоны ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН элементарными кругами радиусом $R = 50, 100$ и 200 км (по данным каталога за 2012 – 2016 гг.).

Заключение

Известный в сейсмологии факт, что наклон графика повторяемости γ не является мировой константой и меняется во времени и пространстве, должен быть учтен при оценке реальной представительности каталога землетрясений для больших пространственно-временных объектов.

Приведенные в работе результаты позволяют сделать вывод, что представительность выборки из каталога землетрясений не может быть определена исходя из однократного формального определения по известным формулам. В противном случае полученные оценки будут искусственно завышены.

Одним из направлений усовершенствования методики расчета K_C является определение характерных пространственно-временных масштабов вариаций γ .

Список литературы

1. Волович О.Г., Салтыков В.А. Программа оценки представительности каталога землетрясений // Настоящий сборник
2. Кулдорф Г. Введение в теорию оценивания. М.: Физматлит. 1966. 176 с.
3. Писаренко В.Ф. О законе повторяемости землетрясений // Дискретные свойства геофизической среды. М.: Наука. 1989. С. 47–60.
4. Смирнов В.Б. Прогностические аномалии сейсмического режима. Методические основы подготовки исходных данных // Геофизические исследования. 2009. Т.10. №2. С.7–22.