

Теория и алгоритмы интерпретации геофизических данных

ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ СЕЙСМОЛОГИЯ

Выпуск 22



«НАУКА»

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
ОРДЕНА ЛЕНИНА ИНСТИТУТ ФИЗИКИ ЗЕМЛИ
ИМ. О.Ю. ШМИДТА

ТЕОРИЯ И АЛГОРИТМЫ ИНТЕРПРЕТАЦИИ ГЕОФИЗИЧЕСКИХ ДАННЫХ

СБОРНИК НАУЧНЫХ ТРУДОВ

ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ СЕЙСМОЛОГИЯ

ВЫПУСК 22

СЕРИЯ ОСНОВАНА В 1967 ГОДУ

Ответственные редакторы
академик В.И. КЕЙЛИС-БОРОК
доктор физико-математических наук
А.Л. ЛЕВШИН



МОСКВА
"НАУКА"
1989

Abstract

The authors study the possibility of TIPs diagnostics of earthquakes with $M \geq 5,6$ in central Italy using a set of properties of smaller main shock flow. The identified periods precede 3 out of 5 earthquakes and take up 17% of total time.

ЛИТЕРАТУРА

1. Keilis-Borok V.I., Knopoff L., Rotwain I.M., Allen C.R. Intermediate-term prediction of time of occurrence strong earthquakes in California and Nevada // Nature. 1988. Vol. 335. P. 690–694.
2. Кейлис-Борок В.И., Ротвайн И.М. Диагностика периодов повышенной вероятности сильных землетрясений в Северных Аппалачах // Нац. сб. С. 18–23.
3. Catalogue of earthquakes of Italy / Publ. ENEL, Roma, 1979.
4. Console R., Caputo M. Catalogo dei terremoti Italiani dal 1975, al 1985 / Publ. Nat. Inst. Geophys. Roma, 1986.
5. European-mediterranean hypocenters data file, 1979–1985 / CSEM. Strasbourg, 1986.
6. Горшков А.И., Капуто М., Кейлис-Борок В.И. и др. Распознавание мест возможного возникновения сильных землетрясений. 9. Италия, $M > 6$ // Теория и анализ сейсмологических наблюдений. М.: Наука, 1979. С. 3–17. (Вычисл. сейсмология; Вып. 12).
7. Долгосрочный прогноз землетрясений: Метод. рекомендации / ИФЗ Под ред. М.А. Садовского. М.: Наука, М., 1986. 126 с.
8. Габриэлов А.М., Капуто М., Кейлис-Борок В.И. и др. Долгосрочные сейсмологические предвестники сильных землетрясений. 4. Италия // Прогноз землетрясений и изучение строения Земли. М.: Наука, 1983. С. 35–44. (Вычисл. сейсмология; Вып. 15).

УДК 550.341

В.И. Кейлис-Борок, В.Г. Кособоков, С.А. Мажкенов

О ПОДОБИИ В ПРОСТРАНСТВЕННОМ РАСПРЕДЕЛЕНИИ СЕЙСМИЧНОСТИ

Эта работа посвящена геометрической природе распределения эпицентров землетрясений. Конкретнее, рассматривается вопрос, как изменяется число землетрясений при изменении площади, в пределах которой лежат их эпицентры. Ответ заранее не ясен. Так, число эпицентров пропорционально площади, если они распределены по территории равномерно. Если же эпицентры распределены в достаточно тонкой полосе, то их число пропорционально длине. Априори не исключены и другие возможности.

Этот вопрос возник в связи с необходимостью выбрать соотношение между пространственным и временным масштабами при изучении потока землетрясений в разных энергетических диапазонах, в частности, при рассмотрении характерного изменения свойств сейсмического потока перед сильнейшими землетрясениями в разнообразных регионах и различных диапазонах магнитуд.

Основной закон подобия в сейсмологии – закон повторяемости Гутенберга–Рихтера [1] – устанавливает связь между среднегодовым числом землетрясений N и магнитудой M в некотором пространственно-временном объеме:

$$\lg N(M) = a - b(M - 5), \quad M \leq M \leq \bar{M}. \quad (1)$$

Коэффициент a характеризует средний уровень сейсмической активности во всем пространственно-временном объеме, а b – соотношение числа землетрясений в соседних диапазонах магнитуд.

Предположим, что поток землетрясений обладает свойством подобия также и по

пространству, т.е. при рассмотрении в разных масштабах множества, где сосредоточена сейсмичность, мы не замечаем принципиального различия в его геометрии. Пусть $N(M, L)$ – среднегодовое число землетрясений магнитуды M на площади линейного размера L , причем пространственное осреднение ведется по площадям сосредоточения сейсмичности (асейсмичные площади, т.е. те площади, где за период наблюдений не зарегистрировано ни одного землетрясения, исключаются). Будем рассматривать не все землетрясения, а только основные толчки, чтобы исключить влияние группировки афтершоков. Связь между $N(M, L)$ и обычным законом повторяемости Гутенберга–Рихтера $N(M)$ с учетом линейного размера L можно представить в виде $N(M, L) = N(M)(L/l)^C$, где $N(M) = N(M, l)$, а l – характерный линейный размер. При этом закон повторяемости принимает следующий вид:

$$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L. \quad (2)$$

Цель данной работы – исходя из гипотезы об однородности и самоподобии множества пространственного сосредоточения эпицентров землетрясений оценить параметры этого закона для ряда сейсмоактивных регионов мира. Коэффициенты A и B имеют тот же смысл, что a и b в (1) (коэффициент A не нормирован на площади 1000 км^2 [2], а относится к области линейного размера единицы длины). Коэффициент C в соответствии с концепцией М.А. Садовского об иерархичности и самоподобии в динамике Земли [3, 4] есть фрактальная (дробная) размерность [5] множества эпицентров и указывает на изменение числа событий N при соответствующем изменении линейного размера L . Попытка оценить фрактальную размерность сейсмичности была предпринята в [4].

Фрактальная размерность – понятие, которое может быть определено локально, т.е. в отдельной точке множества. Она одинакова во всех точках лишь для однородных и самоподобных множеств. Оценить фрактальную размерность по выборке точек множества в принципе довольно сложно, поскольку, во-первых, формально фрактальная размерность любого конечного множества, очевидно, равна нулю; во-вторых, для конечного множества не исключена ошибка при выборе областей, по которым оценивается фрактальная размерность.

При оценивании фрактальной размерности множества возможных эпицентров по каталогам землетрясений статистика, как правило, является представительной лишь в областях линейного размера от нескольких десятков километров. Множество возможных эпицентров аппроксимируется конечным числом событий из каталога, координаты которых известны неточно. Кроме того, очевидно, что пространственное распределение землетрясений неравномерно, и в то же время не ясно, насколько оно однородно.

Мы приняли гипотезу М.А. Садовского о самоподобии сейсмического процесса и оценивали коэффициенты выражения (2) по алгоритму, описание которого приводится ниже.

АЛГОРИТМ ОЦЕНИВАНИЯ КОЭФФИЦИЕНТОВ ПОДОБИЯ

В качестве исходных данных используется каталог основных толчков. Рассматривается некоторый пространственно-временной и магнитудный объем $S \times T \times M$, внутри которого начиная с момента времени T_0 представительны события с $M \geq M_0$.

Процедура обработки каталога заключается в следующем

1. Весь магнитудный диапазон разбивается на m неперекрывающихся интервалов длиной ΔM :

$$M_0 + (j - 1)\Delta M \leq M_j < M_0 + j\Delta M, \quad j = 1, 2, \dots, m.$$

2. Вся исследуемая территория S разбивается на h ступеней иерархии. Нулевая ступень иерархии есть квадрат с размером стороны L_0 , содержащий всю территорию S . (Для определенности в отношении границ под квадратом здесь подразумевается

множество $\{(x, y) : a \leq x < a + L_0, b \leq y \leq b + L_0\}$. Линейные размеры областей двух соседних ступеней иерархии относятся как $L_{i+1} = 0,5L_i$, где $i = 0, 1, \dots, h-1$.

3. По каталогу для каждого из m интервалов магнитуд и h ступеней иерархии определяется число N_{ji} по следующей формуле:

$$N_{ji} = [\sum (n_j(Q^i))^2] / N_j, \quad (3)$$

где суммирование ведется по областям $\{Q^i\}$ i -й ступени иерархии: $n_j(Q^i)$ – количество событий магнитуды M_j из области Q^i размера L_j ; N_j – общее число событий магнитуды M_j .

Число N_{ji} может рассматриваться как среднее от числа событий магнитуды M_j в областях i -й ступени иерархии по множеству возможных эпицентров таких событий. В самом деле, назовем "телескопом" набор из $h+1$ вложенных областей $W = \{w_0, \dots, w_h\}$, в котором каждая w_i относится соответственно к i -й ступени иерархии. Заметим, что для иерархической системы множеств из предыдущего пункта "телескоп" полностью определяется множеством w_h нижней ступени.

Пусть множество сосредоточения эпицентров событий магнитуды M_j представлено выборкой таких событий из каталога $X_j = \{x_1, \dots, x_{N_j}\}$. Каждое из x_k определяет "телескоп" $W(x_k)$, такой, что $w_h(x_k)$ содержит эпицентр x_k . Рассмотрим множество "телескопов", определяемое выборкой X_j : $\{W(x_k)\}$. Обозначим через $n_j(Q^i)$ число событий из выборки X_j , содержащихся в области w_i . Тогда среднее число событий в области i -й ступени иерархии для выборки X_j равно:

$$N_{ji} = [\sum_{k=1}^{N_j} n_j(w_i(x_k))] / N_j.$$

Замена суммирования "по событиям" на суммирование по областям $w_i(x_k)$ i -й ступени приводит к формуле (3).

Таким образом, набор чисел $n_j(w_i(x_k))$ ($i = 0, 1, \dots, h$) дает основание для оценивания фрактальной размерности множества сосредоточения эпицентров в точке x_k , а числа N_{ji} являются осреднением этой информации.

Следует также отметить, что оценка коэффициента C в нашем случае довольно близка к определению размерности D_2 из [6].

4. Оценки коэффициентов A, B, C в выражении (2) находятся по методу наименьших квадратов путем решения системы линейных уравнений $\lg N_{ji} = A - B(M_j - 5) + C \lg L_i$.

В таблицах, приведенных ниже и относящихся к реальным данным, значения N_{ji} нормированы по времени к одному году.

ПРОВЕРКА АЛГОРИТМА НА МОДЕЛЬНЫХ ПРИМЕРАХ

Надежность сформулированного алгоритма оценивания коэффициентов выражения (2) была проверена на модельных примерах – искусственно генерированных каталогах с заранее заданными свойствами. Координаты событий генерировались с помощью датчика случайных чисел. Сводка законов повторяемости Гутенберга–Рихтера для них приведена в табл. 1. Отличие каталогов заключалось в особенностях распределения координат событий на площасти, представляющей собой квадрат с размером стороны L_0 .

Прямая. В данном каталоге координаты событий равномерно распределены на диагонали квадрата (рис. 1, a). Топологическая $\dim^T X$ и фрактальная $\dim^F X$ размерности прямой одинаковы и равны 1.

Кладбище Серпинского. Это множество строится следующим образом. Стороны квадрата делятся на три равные части, и из образовавшихся девяти внутренних квадратов оставляются лишь четыре угловых. Для каждого из этих квадратов процедура деления повторяется, и т.д. Полученное таким способом множество носит название

Таблица 1
Характеристики модельных примеров

Модельный пример	$\dim^T X$	$\dim^F X$	$\lg N(M) = a - bM$	Позиция на рис. 1
Прямая	1	1	7,91 – 1,00 M	а
Кладбище Серпинского	0	1,26...	8,41 – 1,00 M	б
Кривая Коха	1	1,26...	8,41 – 1,00 M	в
Крест Серпинского	1	1,46...	8,80 – 1,00 M	г
Ковер Серпинского	1	1,89...	9,61 – 1,00 M	д
Плоскость	2	2	9,82 – 1,00 M	е
Линеаменты востока Средней Азии				ж
серия А	2	2	8,65 – 1,00 M	
серия В	2	2	5,60 – 1,00 M	
серия С	2	2	5,63 – 0,71 M	

"кладбище Серпинского" (рис. 1, б). Топологическая размерность данного множества равна нулю, а фрактальная – $\log 4 / \log 3 = 1,26\dots$

Для искусственного каталога мы ограничились пятью шагами деления. Координаты событий распределялись на площади оставшихся после четвертого шага 256 элементарных квадратов со стороной $L_0/81$.

Кривая Коха. Схема построения кривой Коха была выбрана следующей. Внутри квадрата с размером стороны L_0 строится равносторонний ромб, представляющий собой два равносторонних треугольника, склеенных по одной стороне. Наиболее удаленные вершины ромба лежат на серединах двух противоположных сторон исходного квадрата. Каждая сторона ромба делится на три равные части. На центральной части как на основании строится равносторонний треугольник с вершиной вне ромба. Основание полученного треугольника отбрасывается. Далее для каждой из четырех частей ломанных, полученных на каждой стороне ромба, процедура деления повторяется, и т.д. Предельная кривая и называется кривой Коха (рис. 1, в). Ее фрактальная размерность совпадает с фрактальной размерностью кладбища Серпинского, а топологическая отличается и равна 1.

Для искусственного каталога мы ограничились девятью шагами деления и генерировали события на полученную таким образом ломанную линию.

Крест Серпинского. Схема построения данного множества аналогична схеме построения кладбища Серпинского, за исключением того, что на каждом шаге деления удаляются угловые квадраты (рис. 1, г). Топологическая размерность данного множества равна 1, а фрактальная – $\log 5 / \log 3 = 1,46\dots$

Координаты событий в данном каталоге генерировались случайными бросаниями на оставшиеся после четырех шагов деления 3125 квадратов со стороной $L_0/81$.

Ковер Серпинского. Схема построения аналогична предыдущей. На каждом шаге деления из девяти квадратов выбрасывается один – центральный (рис. 1, д). Топологическая размерность ковра Серпинского равна 1, а фрактальная – $\log 8 / \log 3 = 1,89\dots$

Координаты событий в каталоге также генерировались на оставшиеся после четырех шагов деления 32 768 квадратов со стороной $L_0/81$.

Плоскость. Координаты событий в каталоге случайно распределялись на всю плоскость квадрата с линейным размером стороны L_0 . Топологическая и фрактальная размерности плоскости одинаковы и равны 2 (рис. 1, е).

Линеаменты востока Средней Азии. В данном модельном примере схема линеаментов первого ранга востока Средней Азии из [7] была воспроизведена на квадрате с линейным размером стороны L_0 (рис. 1, ж). Координаты событий в каталоге генерировались случайным образом на площадь линеаментов. Топологическая и фрактальная размерности этого множества равны 2.

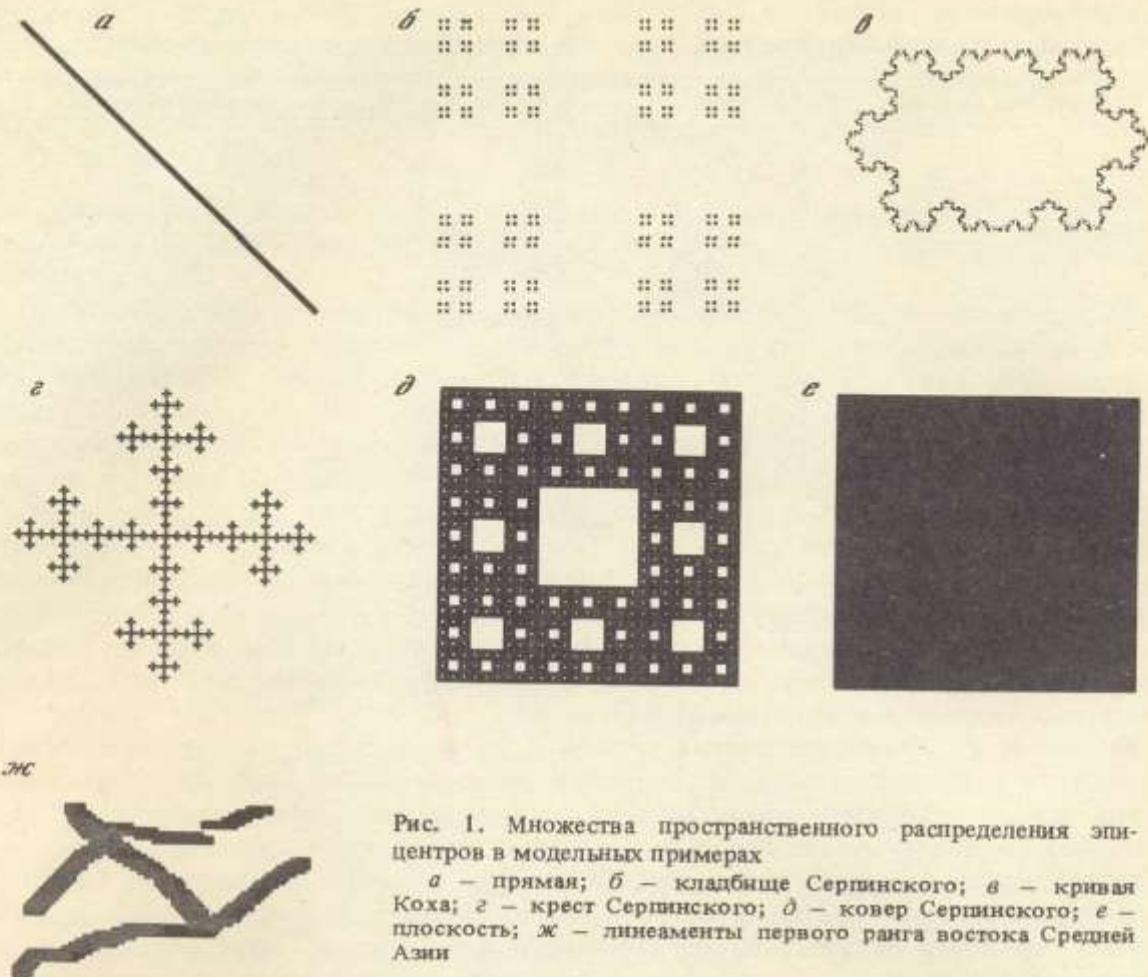


Рис. 1. Множества пространственного распределения эпизентров в модельных примерах

a — прямая; *б* — кладбище Серпинского; *в* — кривая Коха; *г* — крест Серпинского; *д* — ковер Серпинского; *е* — плоскость; *ж* — линеаменты первого ранга востока Средней Азии

Для каждого из модельных примеров было проведено оценивание коэффициентов выражения (2). Результаты представлены в табл. 2—4. При этом значения основных параметров алгоритма, если это не оговаривается особо, были приняты следующими: $L_0 = 810$ км; $M = 4,0$; $\Delta M = 1,0$; $m = 2$; $h = 7$.

Проводились по три варианта оценивания:

- 1) основной — квадрат размера L_0 полностью накрывает исследуемое множество;
- 2) сдвиг — квадрат размера L_0 сдвинут относительно исследуемого множества в предположении, что оно самоподобно. Величина сдвига составляет $L_0/2$ по обеим координатам, если это не оговаривается специально;
- 3) поворот — квадрат размера L_0 сдвинут, как в предыдущем варианте, а затем повернут на случайный угол.

Полученные результаты сведены в табл. 2. В основном варианте предлагаемый алгоритм адекватно оценивает заданные параметры искусственных каталогов. Исключение составляет каталог, моделирующий кладбище Серпинского, для которого получены завышенные оценки фрактальной размерности. Это, возможно, объясняется тем, что данное множество "наиболее разреженное". Из всех рассматриваемых только оно имеет топологическую размерность ноль.

При сдвиге параметры искусственных каталогов вполне удовлетворительно оцениваются даже для кладбища Серпинского. Заниженное значение оценки фрактальной размерности для прямой объясняется тем, что квадрат размера L_0 был сдвинут так, что накрывал прямую только одной своей четвертью.

При повороте результаты также вполне удовлетворительны.

Результаты, представленные в табл. 2, свидетельствуют об адекватности оценок,

Таблица 2

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - BM + C \lg L$ для модельных примеров

Модельный пример	Основной вариант	Сдвиг	Поворот
Прямая	$5.07 - 1.01 M + 0.99 \lg L$ $\pm 0.020 \pm 0.004 \pm 0.004$	$5.23 - 1.01 M + 0.87 \lg L$ $\pm 0.233 \pm 0.048 \pm 0.041$	$4.89 - 1.02 M + 1.02 \lg L$ $\pm 0.038 \pm 0.008 \pm 0.007$
Кладбище Серпинского	$4.03 - 0.98 M + 1.43 \lg L$ $\pm 0.258 \pm 0.054 \pm 0.044$	$4.27 - 0.95 M + 1.22 \lg L$ $\pm 0.326 \pm 0.068 \pm 0.056$	$4.32 - 0.95 M + 1.41 \lg L$ $\pm 0.104 \pm 0.022 \pm 0.018$
Кривая Коха Серпинского	$3.97 - 0.98 M + 1.31 \lg L$ $\pm 0.200 \pm 0.041 \pm 0.034$	$4.08 - 0.99 M + 1.27 \lg L$ $\pm 0.168 \pm 0.034 \pm 0.028$	$3.98 - 0.98 M + 1.32 \lg L$ $\pm 0.199 \pm 0.040 \pm 0.034$
Крест Серпинского	$4.34 - 0.99 M + 1.49 \lg L$ $\pm 0.161 \pm 0.033 \pm 0.028$	$3.98 - 0.99 M + 1.44 \lg L$ $\pm 0.073 \pm 0.015 \pm 0.013$	$4.03 - 1.01 M + 1.45 \lg L$ $\pm 0.145 \pm 0.030 \pm 0.025$
Ковер Серпинского	$4.01 - 1.00 M + 1.91 \lg L$ $\pm 0.042 \pm 0.009 \pm 0.007$	$3.59 - 0.98 M + 1.85 \lg L$ $\pm 0.080 \pm 0.017 \pm 0.014$	$3.58 - 0.99 M + 1.86 \lg L$ $\pm 0.051 \pm 0.011 \pm 0.009$
Плоскость	$4.00 - 1.00 M + 1.99 \lg L$ $\pm 0.015 \pm 0.003 \pm 0.003$	-	-

Таблица 3

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - BM + C \lg L$ для примера, моделирующего линеаменты востока Средней Азии

Серия	Основной вариант	Сдвиг	Поворот
A	$4.55 - 1.00 M + 1.40 \lg L$ $\pm 0.12 \pm 0.03 \pm 0.02$	$4.66 - 1.00 M + 1.34 \lg L$ $\pm 0.16 \pm 0.03 \pm 0.03$	$4.68 - 1.00 M + 1.33 \lg L$ $\pm 0.16 \pm 0.03 \pm 0.03$
B	$0.22 - 1.00 M + 1.38 \lg L$ $\pm 0.07 \pm 0.02 \pm 0.03$	$0.24 - 0.98 M + 1.32 \lg L$ $\pm 0.12 \pm 0.04 \pm 0.06$	$0.27 - 1.00 M + 1.34 \lg L$ $\pm 0.04 \pm 0.01 \pm 0.02$
C	$0.23 - 0.70 M + 1.37 \lg L$ $\pm 0.06 \pm 0.01 \pm 0.03$	$0.32 - 0.71 M + 1.32 \lg L$ $\pm 0.12 \pm 0.03 \pm 0.06$	$0.30 - 0.71 M + 1.34 \lg L$ $\pm 0.03 \pm 0.01 \pm 0.01$

получаемых с помощью предлагаемого алгоритма. Оценки устойчивы относительно сдвигов и поворотов и колеблются возле своих истинных значений. Очевидно, что размах колебаний оценок связан с топологическими свойствами исследуемых множеств.

Для исследования искусственного каталога, моделирующего множество, заданное схемой линеаментов первого ранга востока Средней Азии, мы провели три серии вычислительных экспериментов. Законы повторяемости для каждой серии приведены в табл. 1. Полученные результаты сведены в табл. 3. Из нее видно, что в серии А (объем каталога превышал 44 тыс. событий) оценки группируются возле значения, примерно равного 1.35. Аналогичные результаты были получены и в двух последующих сериях (B и C), объем каталогов в которых был близок реальной численности. При этом, как и для реальных каталогов, из рассмотрения исключались N_{hi} , которые при нормировке к одному году не превосходят некоторой константы (отбрасывание "хвостов"). В этом примере алгоритм приводит к оцениванию фрактальной размерности не самих линеаментов, а той геометрической структуры, которую они образуют. В самом деле, ширина линеаментов сравнима с размерами мельчайших элементов иерархии ($h = 6$ и 7).

Кроме того, был рассмотрен пример, представляющий смесь двух множеств, имеющих различную размерность, — прямой и плоскости. При этом сначала события распределялись случайнным образом на плоскости квадрата размера L в соответствии

Таблица 4

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - BM + C \lg L$ для примера, моделирующего прямую на плоскости

K	Закон повторяемости Гутенберга-Рихтера	$\lg N(M, L) = A - BM + C \lg L$
1/14	$9,21 - 1,00 M$	$4,02 - 0,99 M + 1,99 \lg L$ $\pm 0,02 \pm 0,004 \quad \pm 0,004$
1/4	$9,30 - 1,00 M$	$4,63 - 1,00 M + 1,77 \lg L$ $\pm 0,14 \pm 0,03 \quad \pm 0,03$
1	$9,51 - 1,00 M$	$5,86 - 1,00 M + 1,37 \lg L$ $\pm 0,18 \pm 0,04 \quad \pm 0,04$
2	$9,68 - 1,00 M$	$6,46 - 1,00 M + 1,21 \lg L$ $\pm 0,13 \pm 0,03 \quad \pm 0,03$
4	$9,90 - 1,00 M$	$6,96 - 1,00 M + 1,12 \lg L$ $\pm 0,08 \pm 0,02 \quad \pm 0,02$
8	$10,16 - 1,00 M$	$7,37 - 1,00 M + 1,06 \lg L$ $\pm 0,05 \pm 0,01 \quad \pm 0,01$

Таблица 5

Характеристики каталогов для некоторых сейсмоактивных регионов мира

Регион	Период времени	M_0	Закон повторяемости	S	Источник
Кавказ	1962–1983	2,7	$-0,05 - 0,86 (M - 5)$ $\pm 0,03 \pm 0,02$	$\pm 0,03$	[7]
Туркмения	1962–1983	2,7	$-0,07 - 0,81 (M - 5)$ $\pm 0,11 \pm 0,07$	$\pm 0,11$	[7]
Восток Средней Азии	1962–1985	2,7	$-0,52 - 0,77 (M - 5)$ $\pm 0,04 \pm 0,03$	$\pm 0,05$	[7]
Восточный Тянь-Шань	1951–1986	2,7	$0,04 - 0,78 (M - 5)$ $\pm 0,05 \pm 0,03$	$\pm 0,05$	
Прибайкалье	1962–1983	2,7	$-0,29 - 0,97 (M - 5)$ $\pm 0,01 \pm 0,01$	$\pm 0,01$	[7]
Северная Калифорния	1980–1987	1,5	$-0,08 - 0,80 (M - 5)$ $\pm 0,06 \pm 0,03$	$\pm 0,10$	[11]
Мендосино	1974–1983	2,5	$-0,11 - 0,63 (M - 5)$ $\pm 0,02 \pm 0,01$	$\pm 0,02$	[12]
Южная Калифорния	1949–1985	3,0	$0,16 - 0,82 (M - 5)$ $\pm 0,03 \pm 0,02$	$\pm 0,03$	[9]
Южная Калифорния	1980–1987	2,0	$0,05 - 0,89 (M - 5)$ $\pm 0,02 \pm 0,01$	$\pm 0,03$	[13]
Восточное полушарие	1964–1985	5,0	$2,32 - 0,82 (M - 5)$ $\pm 0,03 \pm 0,02$	$\pm 0,04$	[10]
Западное полушарие	1964–1985	5,0	$2,05 - 0,83 (M - 5)$ $\pm 0,02 \pm 0,01$	$\pm 0,03$	[10]

Таблица 6

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$ для некоторых сейсмоактивных регионов мира

№ п/п	Регион	Период наблюдения	Магнитудный диапазон	L_0 , км	h , км	$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$	S
1	Кавказ	1962–1983	2,7–4,7	1200	7	$-4,69 - 0,86(M - 5) + 1,51 \lg L$ $\pm 0,07 \pm 0,01$	$\pm 0,02$
2	Туркмения	1962–1983	2,7–4,7	900	6	$-4,10 - 0,79(M - 5) + 1,38 \lg L$ $\pm 0,22 \pm 0,04$	$\pm 0,07 \pm 0,08$
3	Восток Средней Азии	1962–1985	2,7–5,2	1700	7	$-3,87 - 0,72(M - 5) + 1,39 \lg L$ $\pm 0,15 \pm 0,03$	$\pm 0,05 \pm 0,08$
4	Восточный Тянь-Шань	1951–1986	2,7–4,7	1200	6	$-4,26 - 0,75(M - 5) + 1,40 \lg L$ $\pm 0,18 \pm 0,03$	$\pm 0,06 \pm 0,06$
5	Прибайкалье	1962–1983	2,7–4,7	2000	7	$-4,37 - 0,97(M - 5) + 1,25 \lg L$ $\pm 0,12 \pm 0,03$	$\pm 0,03 \pm 0,05$
6	Северная Калифорния	1980–1987	1,5–5,0	800	6	$-3,89 - 0,80(M - 5) + 1,29 \lg L$ $\pm 0,14 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,10$
7	Северная Калифорния	1980–1987	2,5–5,0	800	6	$-3,88 - 0,80(M - 5) + 1,28 \lg L$ $\pm 0,25 \pm 0,05$	$\pm 0,08 \pm 0,12$
8	Мендосино	1974–1983	2,5–4,5	400	5	$-3,29 - 0,65(M - 5) + 1,21 \lg L$ $\pm 0,16 \pm 0,03$	$\pm 0,06 \pm 0,05$
9	Южная Калифорния	1949–1985	3,0–5,0	800	6	$-4,25 - 0,82(M - 5) + 1,52 \lg L$ $\pm 0,11 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,04$
10	Южная Калифорния	1980–1987	2,0–5,0	800	6	$-4,31 - 0,90(M - 5) + 1,50 \lg L$ $\pm 0,06 \pm 0,01$	$\pm 0,02$
11	Южная Калифорния	1980–1987	3,0–5,0	800	6	$-4,36 - 0,89(M - 5) + 1,51 \lg L$ $\pm 0,11 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,04$
12	Восточное полушарие	1964–1985	5,0–7,5	18000	9	$-2,97 - 0,77(M - 5) + 1,22 \lg L$ $\pm 0,10 \pm 0,02$	$\pm 0,03 \pm 0,06$
13	Западное полушарие	1964–1985	5,0–7,5	18000	9	$-3,02 - 0,78(M - 5) + 1,16 \lg L$ $\pm 0,22 \pm 0,05$	$\pm 0,06 \pm 0,11$

с законом повторяемости $\lg N(M) = 9,2 - 1,0 M$. Затем пропорционально количеству событий в квадрате на его диагонали случайно генерировались дополнительные события. Значения коэффициента пропорциональности K варьировались от $K = 1/40$ до 8. Как видно из табл. 4, при значениях коэффициента $K = 1/40$ и 8 оценка C практически определяется лишь одним из множеств. При K в диапазоне от 1/4 до 4 оценка дает промежуточные значения C .

Пример показывает, что для неоднородного множества оценка дает средневзвешенное значение фрактальных размерностей его однородных частей.

ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТОВ ПОДОБИЯ ДЛЯ СЕЙСМОАКТИВНЫХ РЕГИОНОВ

В нашем распоряжении были каталоги землетрясений [8–13] для семи сейсмоактивных регионов мира, а также для всего мира в целом. Кроме того, был рассмотрен каталог землетрясений Восточного Тянь-Шаня, составленный в Институте сейсмологии АН Казахской ССР и любезно предоставленный нам Н.Н. Михайловой. Использовались только каталоги основных толчков глубиной менее 100 км. Идентификация

Таблица 6

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$ для некоторых сейсмоактивных регионов мира

№ п/п	Регион	Период наблюдения	Магнитудный диапазон	L_0 , км	h , км	$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$	S
1	Кавказ	1962–1983	2,7–4,7	1200	7	$-4,69 - 0,86(M - 5) + 1,51 \lg L$ $\pm 0,07 \pm 0,01$	$\pm 0,02$
2	Туркмения	1962–1983	2,7–4,7	900	6	$-4,10 - 0,79(M - 5) + 1,38 \lg L$ $\pm 0,22 \pm 0,04$	$\pm 0,07 \pm 0,08$
3	Восток Средней Азии	1962–1985	2,7–5,2	1700	7	$-3,87 - 0,72(M - 5) + 1,39 \lg L$ $\pm 0,15 \pm 0,03$	$\pm 0,05 \pm 0,08$
4	Восточный Тянь-Шань	1951–1986	2,7–4,7	1200	6	$-4,26 - 0,75(M - 5) + 1,40 \lg L$ $\pm 0,18 \pm 0,03$	$\pm 0,06 \pm 0,06$
5	Прибайкалье	1962–1983	2,7–4,7	2000	7	$-4,37 - 0,97(M - 5) + 1,25 \lg L$ $\pm 0,12 \pm 0,03$	$\pm 0,03 \pm 0,05$
6	Северная Калифорния	1980–1987	1,5–5,0	800	6	$-3,89 - 0,80(M - 5) + 1,29 \lg L$ $\pm 0,14 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,10$
7	Северная Калифорния	1980–1987	2,5–5,0	800	6	$-3,88 - 0,80(M - 5) + 1,28 \lg L$ $\pm 0,25 \pm 0,05$	$\pm 0,08 \pm 0,12$
8	Мендосино	1974–1983	2,5–4,5	400	5	$-3,29 - 0,65(M - 5) + 1,21 \lg L$ $\pm 0,16 \pm 0,03$	$\pm 0,06 \pm 0,05$
9	Южная Калифорния	1949–1985	3,0–5,0	800	6	$-4,25 - 0,82(M - 5) + 1,52 \lg L$ $\pm 0,11 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,04$
10	Южная Калифорния	1980–1987	2,0–5,0	800	6	$-4,31 - 0,90(M - 5) + 1,50 \lg L$ $\pm 0,06 \pm 0,01$	$\pm 0,02$
11	Южная Калифорния	1980–1987	3,0–5,0	800	6	$-4,36 - 0,89(M - 5) + 1,51 \lg L$ $\pm 0,11 \pm 0,02$	$\pm 0,04 \pm 0,04$
12	Восточное полушарие	1964–1985	5,0–7,5	18000	9	$-2,97 - 0,77(M - 5) + 1,22 \lg L$ $\pm 0,10 \pm 0,02$	$\pm 0,03 \pm 0,06$
13	Западное полушарие	1964–1985	5,0–7,5	18000	9	$-3,02 - 0,78(M - 5) + 1,16 \lg L$ $\pm 0,22 \pm 0,05$	$\pm 0,06 \pm 0,11$

с законом повторяемости $\lg N(M) = 9,2 - 1,0 M$. Затем пропорционально количеству событий в квадрате на его диагонали случайно генерировались дополнительные события. Значения коэффициента пропорциональности K варьировались от $K = 1/40$ до 8. Как видно из табл. 4, при значениях коэффициента $K = 1/40$ и 8 оценка C практически определяется лишь одним из множеств. При K в диапазоне от 1/4 до 4 оценка дает промежуточные значения C .

Пример показывает, что для неоднородного множества оценка дает средневзвешенное значение фрактальных размерностей его однородных частей.

ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТОВ ПОДОБИЯ ДЛЯ СЕЙСМОАКТИВНЫХ РЕГИОНОВ

В нашем распоряжении были каталоги землетрясений [8–13] для семи сейсмоактивных регионов мира, а также для всего мира в целом. Кроме того, был рассмотрен каталог землетрясений Восточного Тянь-Шаня, составленный в Институте сейсмологии АН Казахской ССР и любезно предоставленный нам Н.Н. Михайловой. Использовались только каталоги основных толчков глубиной менее 100 км. Идентификация

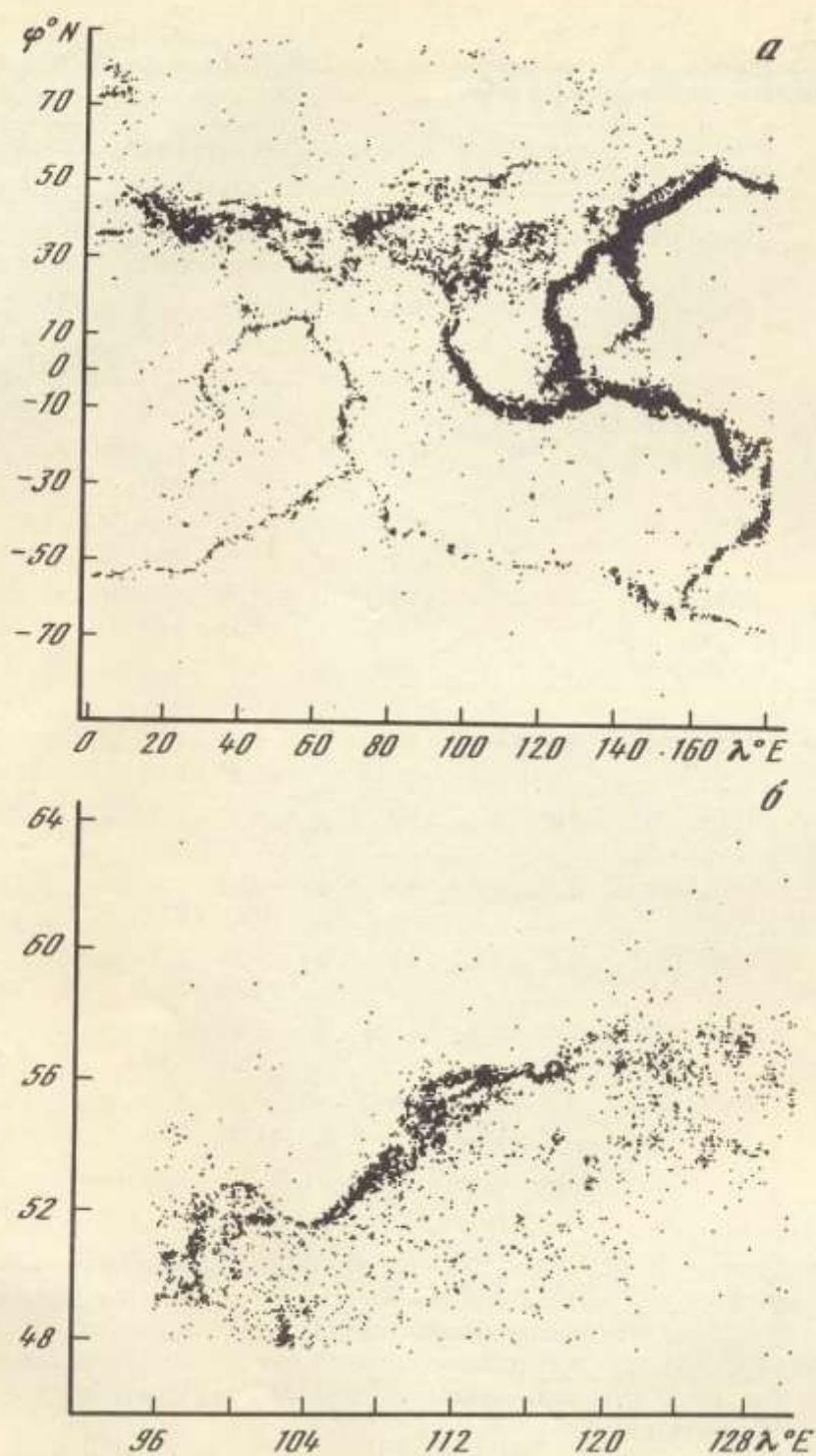


Рис. 2. Примеры пространственного распределения эпицентров в каталогах основных толчков
 а – Восточное полушарие; б – Прибайкалье; в – Южная Калифорния; г – район мыса Мендосино

афтершоков осуществлялась по алгоритму из [14]. Основные характеристики полученных каталогов приведены в табл. 5. На рис. 2 схематически представлены примеры пространственного распределения сейсмичности для рассмотренных регионов разного масштаба. Для всех примеров характерна пятнистость, несмотря на то что афтершоки землетрясений исключены. Пятна эпицентров организуются в сейсмические пояса разного масштаба и определяют блоковую структуру рассматриваемого

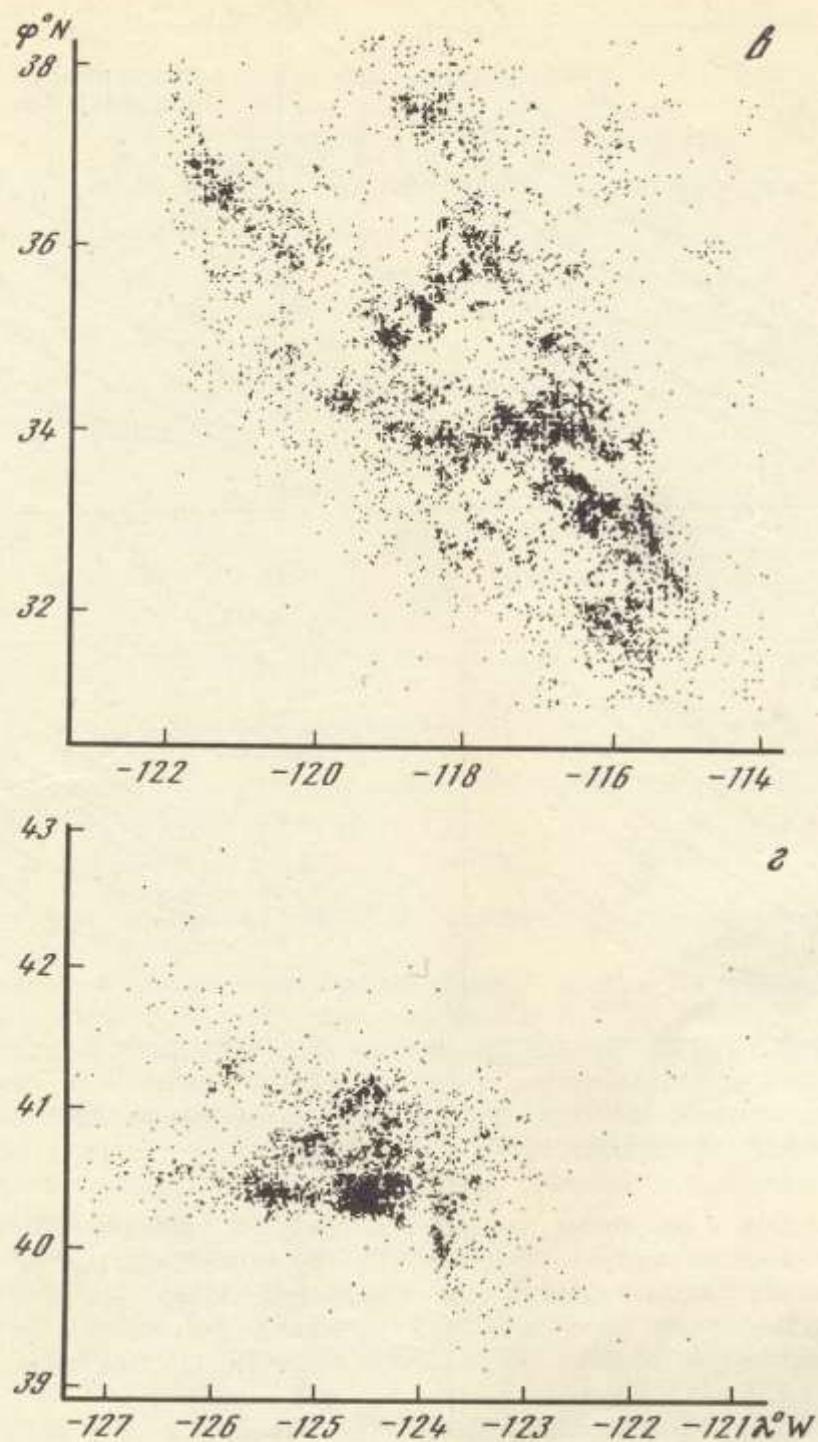


Рис. 2 (окончание)

участка поверхности Земли. При всей специфичности примеров их подобие достаточно очевидно.

В табл. 6 сведены результаты оценки коэффициентов в выражении (2) по приведенному выше алгоритму. Низкие значения среднеквадратического отклонения S , а также графики, приведенные на рис. 3, свидетельствуют в пользу адекватности оценивания.

Анализ полученных результатов показывает, что выражение (2) дополнительно к закону Гутенберга–Рихтера дает представление о пространственном подобии мно-

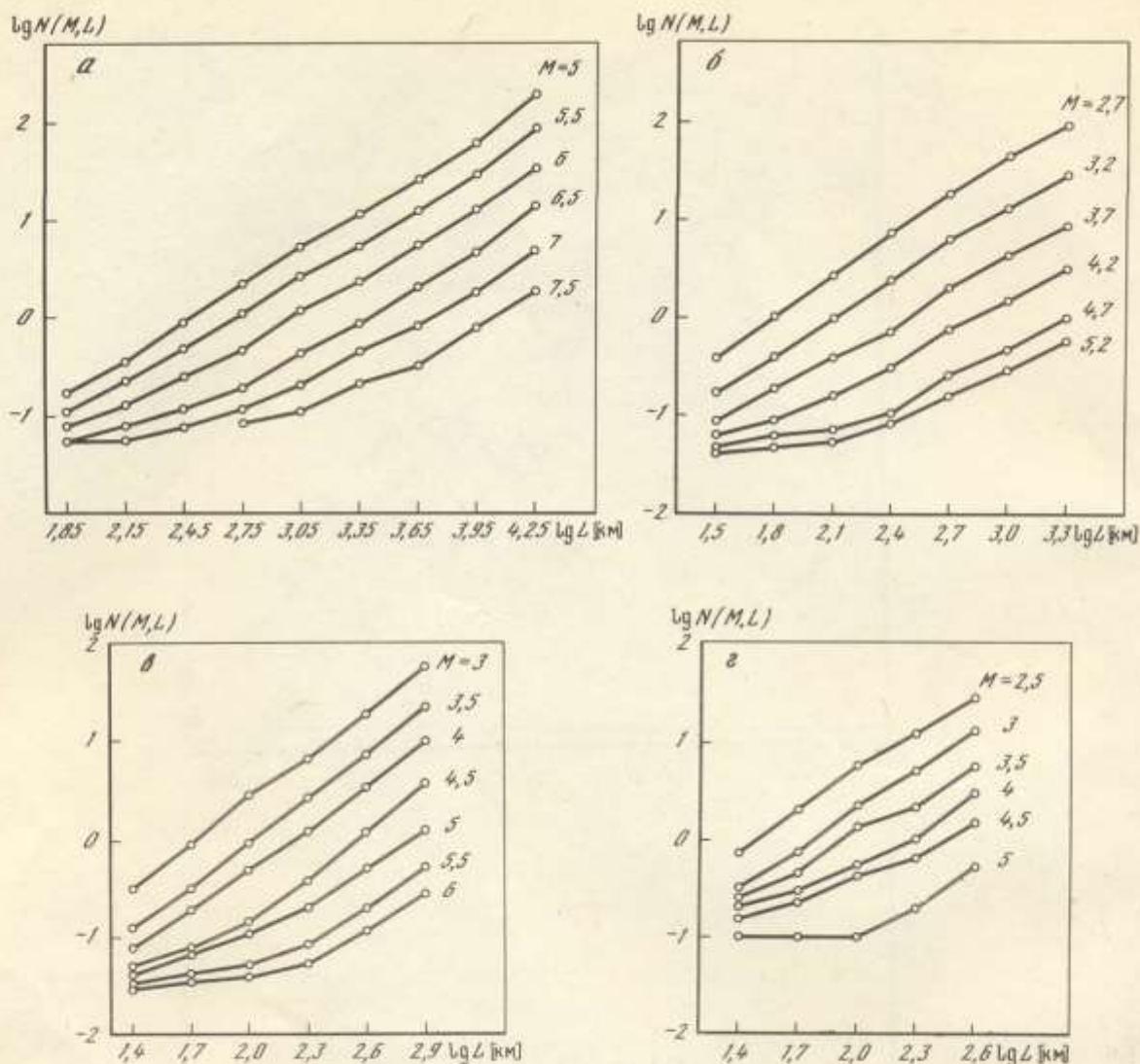


Рис. 3. Примеры графиков $\lg N(M, L)$ для Восточного полушария (а), Прибайкалья (б), Южной Калифорнии (в) и района мыса Мендосино (г)

жества эпицентров в широком диапазоне магнитуд и размеров. На примерах каталогов Калифорнии (строки 6, 7 и 9–11 табл. 6) можно видеть, что выражение (2) допускает экстраполяцию в области малых магнитуд (по крайней мере до $M = 1,5 \div 2$). Для Южной Калифорнии (строки 9–11), где наряду с каталогом за 1949–1985 гг. независимо рассмотрен каталог за 1980–1987 гг., видна стабильность коэффициентов выражения (2) во времени.

Коэффициент пространственного подобия C варьируется от 1 до 1,5, что хорошо согласуется с представлением о приуроченности эпицентров землетрясений к линейным зонам разломов. Его максимальные значения приходятся на районы с высокой тектонической раздробленностью.

Представление о пространственной изменчивости коэффициента C можно получить из рассмотрения табл. 7. В ней сведены результаты по пяти районам Северной Калифорнии (каждый район является квадратом со стороной 400 км). Районы с центрами вдоль разлома Сан-Андреас характеризуются значениями C , близкими к 1. Примечательно возрастание C с севера на юг. Для районов Сьерра-Невады значение C близко к 1,5. Следует отметить, что центры районов с минимальным и максимальным значениями C находятся на расстоянии порядка 200 км. Среднее значение C близко к значению, полученному для всего региона (строки 6, 7 табл. 6).

Таблица 7

Оценки коэффициентов закона повторяемости вида $\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$ для районов Северной Калифорнии

Район	Центр квадрата		$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L$	S
	$\varphi^{\circ} N$	$\lambda^{\circ} W$		
Сан-Андреас (север)	40	123	$-3,11 - 0,81(M - 5) + 0,94 \lg L$ $\pm 0,20 \pm 0,05$ $\pm 0,06$	$\pm 0,15$
Сан-Андреас (центр)	38	122	$-3,24 - 0,82(M - 5) + 1,00 \lg L$ $\pm 0,20 \pm 0,04$ $\pm 0,06$	$\pm 0,15$
Сан-Андреас (юг)	36	121	$-3,96 - 0,82(M - 5) + 1,27 \lg L$ $\pm 0,17 \pm 0,04$ $\pm 0,05$	$\pm 0,10$
Сьерра-Невада (север)	40	120,5	$-4,81 - 0,84(M - 5) + 1,54 \lg L$ $\pm 0,19 \pm 0,03$ $\pm 0,06$	$\pm 0,08$
Сьерра-Невада (юг)	39	119	$-3,78 - 0,57(M - 5) + 1,43 \lg L$ $\pm 0,20 \pm 0,03$ $\pm 0,07$	$\pm 0,12$

ВЫВОДЫ

1. В широком диапазоне магнитуд и размеров сейсмический район может характеризоваться законом повторяемости вида

$$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L,$$

учитывающим пространственное подобие множества сосредоточения эпицентров землетрясений.

2. Предложенный в работе алгоритм адекватно оценивает коэффициенты закона. Ошибка в значении коэффициента C заведомо меньше 0,2.

3. Значение C для различных сейсмоактивных районов мира изменяется от 1 до 1,5, что заметно отличается от 2 (равномерное распределение эпицентров по плоскости). Это значение коррелируется с геометрией тектонических структур: большими C соответствуют районы с густой сетью разломов различных простиций и высокой степенью раздробленности, наоборот, значениям, близким к 1, соответствуют районы с доминирующей линейной зоной разломов.

4. Строго говоря, алгоритм применим к территориям с однородной, но не обязательно равномерной сейсмичностью. Оценки могут зависеть от выбора границ района и его неоднородности. Однако даже в этом случае они могут быть использованы как некоторые обобщенные средние характеристики пространственного распределения сейсмичности.

5. Рассмотрен вопрос о повторяемости основных толчков магнитуды M в области с характерным размером порядка его очага. Согласно [3], для Средней Азии $\lg L(M) = 0,54M - 0,2$ км. Формально подставляя $\lg L(M)$ в выражение (2) для востока Средней Азии из табл. 6, получим

$$\lg N(M, L(M)) = -3,87 - 0,72(M - 5) + 1,39(0,54M - 2,0) = -3,05 + 0,03M,$$

что практически не зависит от M . Этот вывод отличается от традиционного представления о повторяемости землетрясений в эпицентральной зоне и требует дополнительной независимой проверки.

6. В практике сейсморайонирования широко применяется величина A_{10} [2] — активность, нормированная на площадь 1000 км². Такое нормирование осредняет активность равномерно по территории, в том числе и по площадям, где нет эпицентров землетрясений. При этом региональный коэффициент пространственного подо-

бия никак не учитывается. На примере Прибайкалья посмотрим, как различаются A_{10} и наша оценка активности на площади 1000 км². Принятая площадь этого района $S = 1500$ тыс. км². Отношение полученной по этой площади величины A_{10} к оценке активности на площади 1000 км² по (2) будет равно $(1000/S) : (1000/S)^{1.25/2} = 0.067$, т.е. рассмотрение асейсмичных площадей при осреднении величиной A_{10} дает оценку, которая в 15 раз меньше, чем по (2). В свою очередь при расчете A_{10} по сетке 10 × 10 км активность на площади 1000 км² будет завышена в сравнении с (2) более чем в 2 раза.

Таким образом, пример показывает, что A_{10} сильно зависит от площади осреднения S . В то же время следует заметить, что различные задачи требуют разных подходов к вопросу осреднения. Поэтому обе оценки активности представляют интерес для сейсмологов.

В заключение авторы выражают глубокую благодарность своим американским коллегам С.У. Смиту, Дж.П. Итону и К. Аллену за предоставленные каталоги [11–13]. Авторы искренне признательны В.И. Кейлис-Бороку, В.Ф. Писаренко, М.Г. Шнирману и Г.М. Молчану за обсуждение проблемы и критические замечания.

Abstract

Assuming the hypothesis of similarity in spatial distribution of earthquakes, the geocurrence law is presented in the following form

$$\lg N(M, L) = A - B(M - 5) + C \lg L,$$

where $N(M, L)$ is the expected annual number of mainshocks of a certain magnitude M within an area of a linear dimension L . The coefficients are estimated for the seismic regions of the USSR and other countries, as well as for the global seismic belts of the Earth.

ЛИТЕРАТУРА

1. Gutenberg B., Richter C.F. Seismicity of the Earth and associated phenomena, 2ad ad. Princeton: Princeton Univ. press, 1954. 310 p.
2. Ризниченко Ю.В. Об изучении сейсмического режима // Изв. АН СССР. Сер. геофиз. 1958. № 9. С. 1057–1074.
3. Садовский М.А., Болховитинов Л.Г., Писаренко В.Ф. О свойстве дискретности горных пород // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1982. № 12. С. 3–18.
4. Садовский М.А., Голубева Т.В., Писаренко В.Ф., Шнирман М.Г. Характерные размеры горной породы и иерархические свойства сейсмичности // Там же. 1984. № 2. С. 3–15.
5. Mandelbrot B.B. The fractal geometry of nature. San Francisco, 1982. 448 p.
6. Atmanspacher H., Scheingraber, Voges W. Global scaling properties of a chaotic attractor reconstructed from experimental data // Phys. Rev. A. – Gen. Phys. 1988. Vol. 37, № 4. P. 1314–1322.
7. Ранцман Е.Я. Места землетрясений и морфоструктура горных стран. М.: Наука, 1979. 172 с.
8. Землетрясения в СССР в 1962–1984 гг. М.: Наука, 1965–1987.
9. Earthquakes of the Southern California, 1932–1985. Los Angeles, 1976–1985.
10. World hypocenters' data file, 1885–1985 / USGS–NEIC. 1986.
11. Northern Californian hypocenters' date file, 1980–1987 / USGS. Menlo Park, 1987.
12. Hypocenters date file for Cape Mendocino and surroundings, 1974–1983 / IRIS. 1986.
13. Southern Californian hypocenters data file, 1932–1987 / USGS-CIT. 1987.
14. Кейлис-Борок В.И., Кнопов Л., Ротвайн И.М. Долгосрочные сейсмологические предвестники сильных землетрясений в Калифорнии, Сьерра-Неваде, Новой Зеландии, Японии и Аляске // Методы и алгоритмы интерпретации сейсмологических данных. М.: Наука, 1980. С. 2–11. (Вычисл. сейсмология; Вып. 13).