

УДК 550.341

Прогноз землетрясений по статистике сейсмичности. А. А. Гусев.  
Сейсмичность и сейсмический прогноз, свойства верхней мантии и их связь с вулканизмом на Камчатке. Новосибирск, «Наука», 1974, с. 109–119.

Рассмотрена задача построения и оценки качества прогноза землетрясений с применением методов математической статистики. На основе анализа каталогов землетрясений Камчатки найдены параметры слабой сейсмичности, несущие информацию о будущих сильных землетрясениях. Методами теории узнавания построен алгоритм прогноза. Испытание на независимом материале подтвердило эффективность метода.

Характеристики прогноза: прогнозируются землетрясения с  $K_{S1,2} \geq 12,0$  ( $M \geq 5$ ) на очередную пятидневку. Вероятность сильного землетрясения в прогнозированном интервале времени превышает среднюю в 2–3 раза. Рис. 4, табл. 5, библ. 12.

## ПРОГНОЗ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ ПО СТАТИСТИКЕ СЕЙСМИЧНОСТИ

В настоящее время непрерывно накапливается обширный материал по сейсмичности как земного шара в целом, так и отдельных сейсмоактивных зон. Каталоги землетрясений охватывают до 7 порядков по энергии и включают тысячи и десятки тысяч событий. Этот материал, в частности, может быть использован для построения методов прогноза сильных землетрясений. Большой объем данных и непрерывность регистрации позволяют применить статистические методы для поиска таких методов.

Необходимость статистического подхода к задаче прогноза почти очевидна. Лишь на этом пути, естественно, вводятся такие понятия, как вероятность ошибок первого и второго рода и цены этих ошибок, эффективность прогноза, цена прогноза. Вопросы отбора разных по стоимости и эффективности методов прогноза, выбора стратегии поведения при наличии (всегда не абсолютно надежного) прогноза и, наконец, оценка экономической эффективности не могут быть рассмотрены иначе, чем на основе оценок указанного типа. Заметим, что методы прогноза могут при этом быть вполне детерминированными, однако оценка их реальности и эффективности остается статистической задачей.

Мы будем применять статистический подход и в разработке самой методики. Тем самым мы отказываемся от задачи прогноза сильнейших (и поэтому при имеющихся сроках наблюдений уникальных) землетрясений, и уровень, с которого землетрясения будут считаться «сильными», выберем исходя из необходимости получить достаточный по объему материал. Это придает работе в некоторой мере модельный характер.

В настоящей работе исследования ограничиваются лишь одномерным анализом слабой сейсмичности во времени. Статистические методы требуют существования генеральной совокупности, а в нашем случае — стационарности временных рядов для тех параметров (статистик) каталога, которые мы хотели бы использовать. Как известно, основной вклад в нестационарность вносят афтершоки сильных землетрясений. По физическому смыслу они не должны быть особенно информативными, исключая случай прогноза землетрясения в том же самом месте, что и афтершоковый рой — случай, аномальный для нашего материала. Исключить афтершоки можно либо непосредственно, выбрав некоторый критерий для их отсева, либо изучая совокупность только глубоких землетрясений. В данной работе использованы оба метода. Другой тип нестационарности — плавное нарастание или спад сейсмической активности целого района — может быть при необходимости исключен использованием безразмерных параметров.

Дискретный характер каталога не позволяет оценивать значения параметров чаще, чем происходят землетрясения. Но оценка любых осмысленных параметров требует использования нескольких событий, поэтому последовательные оценки будут сильно коррелированы. Мы предпочли поэтому оценивать параметры, как правило, по данным, полученным в последовательные неперекрывающиеся интервалы времени, допуская некоторую потерю информации при этом. При использовании скользящих интервалов результаты останутся в силе, а возможно, и улучшатся.

Выбранные для рассмотрения параметры (статистики) каталога должны компактно описывать фактический материал. Как известно, распределение землетрясений по энергиям близко к степенному, поэтому в качестве параметра можно взять оценку показателя этого распределения  $\hat{\gamma}$ . Оценку интенсивности потока событий  $\hat{\lambda} = \frac{N}{T}$  мы будем использовать в ненормированном виде, беря стандартное  $T$ .  $N$  и  $\gamma$  — независимые параметры, и их оценки являются достаточными статистиками, если степенной закон справедлив. Допуская возможность отклонения от степенного закона, мы введем добавочную статистику  $\bar{K}$  — максимальный логарифм энергии землетрясения за стандартное время  $T$ , хотя эта величина всегда зависит от  $\gamma$  и  $N$ . Это основные параметры; использовались также и функции от них.

Выбор стандартного периода  $T$  — единицы времени — определялся противоречивыми требованиями. Для чувствительности метода  $T$  должен быть минимален, так как изменения параметров должны сказываться тем сильнее, чем ближе землетрясение. Кроме того, чем меньше  $T$ , тем большее число независимых данных мы имеем для статистических выводов при фиксированной длительности наблюдений. Наконец,  $T$  должен быть существенно меньше периода повторяемости сильных землетрясений. С другой стороны,  $T$  должен быть достаточно велик, чтобы оценки параметров имели не слишком большую дисперсию.

Выбрав стандартный период  $T$ , мы разобьем период наблюдений на равные интервалы и преобразуем каталог в набор дискретных временных рядов параметров. Если интервал содержит хотя бы одно сильное землетрясение, припишем ему тип 1, в противном случае — тип 0. Задача сводится к узнаванию типа интервала по данным о параметрах на предыдущих интервалах. (Тип интервала, вообще говоря, также является параметром.)

Стандартным аппаратом для этой задачи служит метод отношений правдоподобия (Вопросы..., 1966). Обозначим

$$P(a_{-k}^{(i)}|1) = P(a_{-1}^{(1)}; a_{-2}^{(1)}; \dots; a_{-1}^{(2)}; a_{-2}^{(2)}; \dots | 1) \quad (1)$$

— плотность совместного распределения параметров  $a^{(i)}$  с номерами 1, 2... ... $i$ ... $M$  в интервалах с относительными номерами  $-1, -2, \dots -k, \dots -L$  при условии, что интервал с относительным номером 0 имеет тип 1 и аналогично  $P(a_{-k}^{(i)}|0)$  при противоположном условии. Отношение этих вероятностей называется отношением правдоподобия

$$\Lambda(a_{-k}^{(i)}) = \frac{P(a_{-k}^{(i)}|1)}{P(a_{-k}^{(i)}|0)} = \frac{P(1|a_{-k}^{(i)})}{P(0|a_{-k}^{(i)})} \cdot \frac{P(0)}{P(1)}. \quad (2)$$

По определению оно содержит всю информацию о типе интервала номер 0, содержащуюся в параметрах  $a_{-k}^i$ . Построение метода прогноза сводится тогда к оценке отношения плотностей (2). Коль скоро значения  $\Lambda$  для любого набора  $a_{-k}^i$  известны, сам прогноз сводится к тому, чтобы найти значение  $\Lambda$ , соответствующее текущим значениям  $a_{-k}^i$ , и сравнить его с пороговым значением  $\Lambda_{\text{пор}}$ . При  $\Lambda > \Lambda_{\text{пор}}$  следует предсказывать землетрясение, при  $\Lambda < \Lambda_{\text{пор}}$  — отсутствие землетрясения. Значение  $\Lambda_{\text{пор}}$ , вообще говоря, произвольное, должно выбираться, исходя из цен ошибок первого и второго родов (критерий минимального риска) или других, внешних по отношению к задаче соображений.

Наиболее трудной частью описанной схемы служит оценка многомерных плотностей параметров  $a_{-k}^{(i)}$ . Если бы параметры были независимы, решение бы сильно упростилось. Мы пойдем на некоторую потерю информа-

мации и, возможно, смещение оценок и будем считать  $a_{-k}^{(i)}$  независимыми. Тогда  $\Lambda$  распадается на множители:

$$\Lambda(a_{-k}^i) = \frac{P(a_{-1}^{(i)}|1)}{P(a_{-1}^{(i)}|0)} \cdot \frac{P(a_{-2}^{(i)}|1)}{P(a_{-2}^{(i)}|0)} \cdots = \lambda(a_{-1}^i) \lambda(a_{-2}^i) \cdots \quad (3)$$

При этом мы можем изучить по отдельности каждый параметр, найти для него  $\lambda(a_{-k}^i)$ , а затем для построения рецепта прогноза перемножить эти величины.

Величины  $a_{-k}^i$ , для которых значения  $\lambda$  отличны от единицы, т. е. информативные, мы будем называть предикторами в соответствии с терминологией, принятой в работах по статистическому прогнозу погоды. Ограниченный объем материала позволяет нам выделить лишь «достаточно сильные» предикторы, а наши оценки  $\lambda$  могут быть фактически заметно искажены. Поэтому принципиально необходим контроль методики на материале, не использованном для построения оценок  $\lambda$ . Именно на этом независимом материале следует доказать существование и оценить эффективность прогноза.

Следует подчеркнуть важное различие этих двух понятий. На достаточно большом материале можно выявить весьма слабую статистическую связь и доказать ее существование. Однако она может быть практически бесполезной, как бесполезны для прогноза поля атмосферного давления данные о лунных приливах в атмосфере. С другой стороны, даже вполне явная связь, строго говоря, не может быть использована, если она наблюдалась в одном-двух случаях — обычно при этом мы не можем отличить ее от эффекта случайных флуктуаций.

В нашем случае для доказательства существования связи требуется установить значимость таблицы сопряженности, которая содержит числа интервалов контрольного массива, попавших в следующие 4 группы в соответствии с их типом и наличием прогноза:

		Землетрясение		Сумма
		есть (1)	нет (0)	
Прогноз	Есть	$N_{11}$	$N_{10}$	$N_{1\cdot}$
	Нет	$N_{01}$	$N_{00}$	$N_{0\cdot}$
	Сумма	$N_{\cdot 1}$	$N_{\cdot 0}$	$N_{\cdot \cdot}$

По краям стоят суммы:  $N_{\cdot 1} = N_{11} + N_{01}$  и т. д.  $N_{\cdot \cdot} = N_{\cdot 1} + N_{\cdot 0} = N_{11} + N_{00}$  — полное число интервалов. Математическое ожидание  $N_{11}$  при отсутствии связи между прогнозом и землетрясением

$$E(N_{11}) = \mu_{11} = \frac{N_{1\cdot} N_{\cdot 1}}{N_{\cdot \cdot}}. \quad (4)$$

При наличии такой связи  $N_{11}$  значительно превышает  $\mu_{11}$ .

За меру эффективности прогноза целесообразно принять следующее отношение:

$$J = \frac{P(\text{землетрясение} / \text{прогноз})}{P_{\text{безул}}(\text{землетрясение})},$$

т. е. отношение вероятности сильных землетрясений в прогнозированные периоды времени к их средней вероятности. В нашем случае

$$J = \frac{N_{11}}{\mu_{11}}. \quad (5)$$

Дисперсия этой оценки легко вычисляется при нулевой гипотезе об отсутствии связи

$$\sigma_0^2(J) = \left( \frac{N_{..}}{N_{.1} N_{.1}} \right)^2 (N_{11}) = \frac{N_{0..} N_{..0}}{N_{.1} N_{.1} (N_{..} - 1)}, \quad (6)$$

поскольку  $N_{11}$  имеет гипергеометрическое распределение. Если же  $J \neq 1$ , задача усложняется. Допустим, что доля интервалов типа 1 мала, и воспользуемся методами сравнения интенсивностей пуассоновских процессов (Кокс, Льюис, 1969). Тогда распределение  $N_{11}$  имеет вид

$$P(N_{11} | N_{.1}) = C_{N_{.1}}^{N_{01}} \left( \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2} \right)^{N_{11}} \left( \frac{\mu_2}{\mu_1 + \mu_2} \right)^{N_{01}}, \quad (7)$$

где  $\mu_1$  и  $\mu_2$  — (неизвестные) средние значения  $N_{11}$  и  $N_{01}$ . Дисперсия  $N_{11}$  при этом

$$\sigma^2(N_{11}) = N_{.1} \frac{\mu_1 \mu_2}{(\mu_1 + \mu_2)^2}. \quad (8)$$

Заменяя  $\mu_1$  и  $\mu_2$  на их оценки  $N_{11}$  и  $N_{01}$  и умножая на соответствующий коэффициент, получаем оценку

$$\hat{\sigma}_1^2(J) = \frac{N_{..}^2 N_{11} N_{01}}{N_{.1}^2 N_{.1}^3}. \quad (9)$$

Предлагаемые методы доказательства существования и оценки эффективности прогноза при необходимости можно обобщить для: а) прогноза одновременно места и времени землетрясения и б) прогноза в непрерывном времени. Как видно, они не связаны с конкретным способом прогноза и могут быть применены для оценки любых, даже качественных методов. Введенная безразмерная мера эффективности  $J$  непосредственно не связана с априорной вероятностью сильного землетрясения и удобна поэтому для сопоставления методов, применяемых для прогноза землетрясений существенно разной силы, в частности, для оценки возможностей методов, отрабатываемых на моделях. Эта мера обладает также мультипликативным свойством для независимых методов (подобно  $\lambda$ ).

Пусть  $\Pi_1$  и  $\Pi_2$  — независимые события «прогноз»,  $Z$  — событие «землетрясение» и

$$J_1 = \frac{P(Z|\Pi_1)}{P(Z)}, \quad J_2 = \frac{P(Z|\Pi_2)}{P(Z)}. \quad (10)$$

Тогда

$$J_1 J_2 = \frac{P(\Pi_1|Z) P(\Pi_2|Z)}{P(\Pi_1) P(\Pi_2)}, \quad (11)$$

что в силу независимости равно

$$J_{12} = \frac{P(Z|\Pi_1; \Pi_2)}{P(Z)}.$$

Поэтому значения  $J$  могут быть использованы и для разработки стратегии прогноза. При этом должна также учитываться заблаговременность, локальность и характерные энергии для различных альтернативных или комбинируемых методов.

Фактическим материалом для исследования служил Каталог землетрясений Камчатки\* за период 1965—1970 гг., включающий около 2500 событий энергетического класса  $K \geqslant 8,5$ .

\* Каталог получен ТСЭ ИФЗ АН и ИВ СО АН и опубликован в сборниках «Землетрясения в СССР» за соответствующие годы.  $K$  — энергетический класс Федотова  $K_{S1,2}^{F68}$ .

Землетрясения с  $K=8,5-10,0$  не полностью записываются на краях рассматриваемой зоны ( $153-165^\circ$  в. д.,  $50-58^\circ$  с. ш.), что несколько искажает оценки  $\gamma$ ; для наших целей это несущественно. Сейсмический режим в эти годы был весьма стабилен, что позволило не переходить к безразмерным оценкам. В первом варианте мы исключили все землетрясения в радиусе 100 км в течение месяца после сильного (кроме еще более сильных), афтершоки при этом исключались с некоторым запасом. Во втором исключались все землетрясения с глубинами менее 70 км. Остальные (около 20%) афтершоков не содержат, поскольку это явление характерно лишь для поверхностных землетрясений. Единица времени была выбрана 5 суток для первого варианта и 10 суток для второго, что дает соответственно 8 и 2,5 событий (в среднем) на интервал. За сильные при-

Таблица 1  
Сводка данных о перспективных параметрах.  
Каталог с исключенными афтершоками

№ п/п	Параметр	№ рисунка	Опережение 5 сут	Среднее значение	Значения с повышенной $P$ (1)	Значения с повышенной $P$ (0)
1	$N$ — число событий на интервале	1, a	1, 2	8	0—4	14
2	$\gamma$ — по данным на интервале	1, б	1, 2, 3	0,43	0,2—0,3 0,6—0,8	0,35—0,50
3	$N^{(3)}$ — число событий на трех последовательных интервалах	1, в	1, 2	24	0—15	35
4	$d(N)$ — размах $N$ на трех последовательных интервалах	1, г	1, 2	7	11	1—2
5	$\bar{K}$ — максимальный энерг. класс на интервале	1, д	1, 2	11	12	—
6	$\gamma$ — минимальное из значений $\gamma$ на трех последовательных интервалах	1, е	1, 2, 3	0,33	0,55	—
7	$\gamma_{ср}$ — среднее значение $\gamma$ за три интервала	1, ж	1, 2, 3	0,43	0—0,35 0,65?	0,35—0,40
8	$\Pi$ , $\Pi=1$ , если нарастает энергия максимального землетрясения в интервале: $\bar{K}_{-3} < \bar{K}_{-2} \leq \bar{K}_{-1}$ , в противном случае $\Pi=0$ .	—	2, 3	—	1	0

нимались землетрясения с  $K \geq 12,0$  в первом и  $K \geq 12,5$  во втором вариантах. Первые 4,5 года использованы как материал обучения, а последние 1,5 — для контроля. Соответственно имеем: в первом варианте материал обучения — 343 интервала (из них 43 типа I), контроль — 92 интервала (из них 18 типа I); во втором варианте обучение — 147 интервалов (из них 21 типа I), контроль — 37 интервалов (из них 8 типа I).

Величины  $\gamma$  мы оцениваем методом максимального правдоподобия для группированной выборки (Куллдорф, 1966)

$$\hat{\gamma} = \log_{10} \left( 1 + \frac{N}{\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot n_{K_0+i}} \right), \quad (12)$$

где  $N$  — размер выборки,  $n_{K_0+i}$  — число землетрясений класса  $K_0+i$ ,  $K_0$  — нижний используемый класс. Дисперсия этой оценки довольно проста

в асимптотическом случае

$$\sigma_{as}^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{N} e^\gamma (1 - e^\gamma)^2 \approx \frac{\gamma^2}{N}, \quad (13)$$

что дает  $\sigma(\hat{\gamma}) \approx 0,14$  для первого варианта при среднем значении  $\gamma = 0,4$ . Во втором варианте мы оцениваем  $\gamma$  по данным на двух последовательных интервалах,  $N_{cp} = 5$ ,  $\sigma(\hat{\gamma}) \approx 0,18$ . Заметим, что наше определение  $\gamma$  отличается от общепринятого знаком; это сделано из соображений удобства.

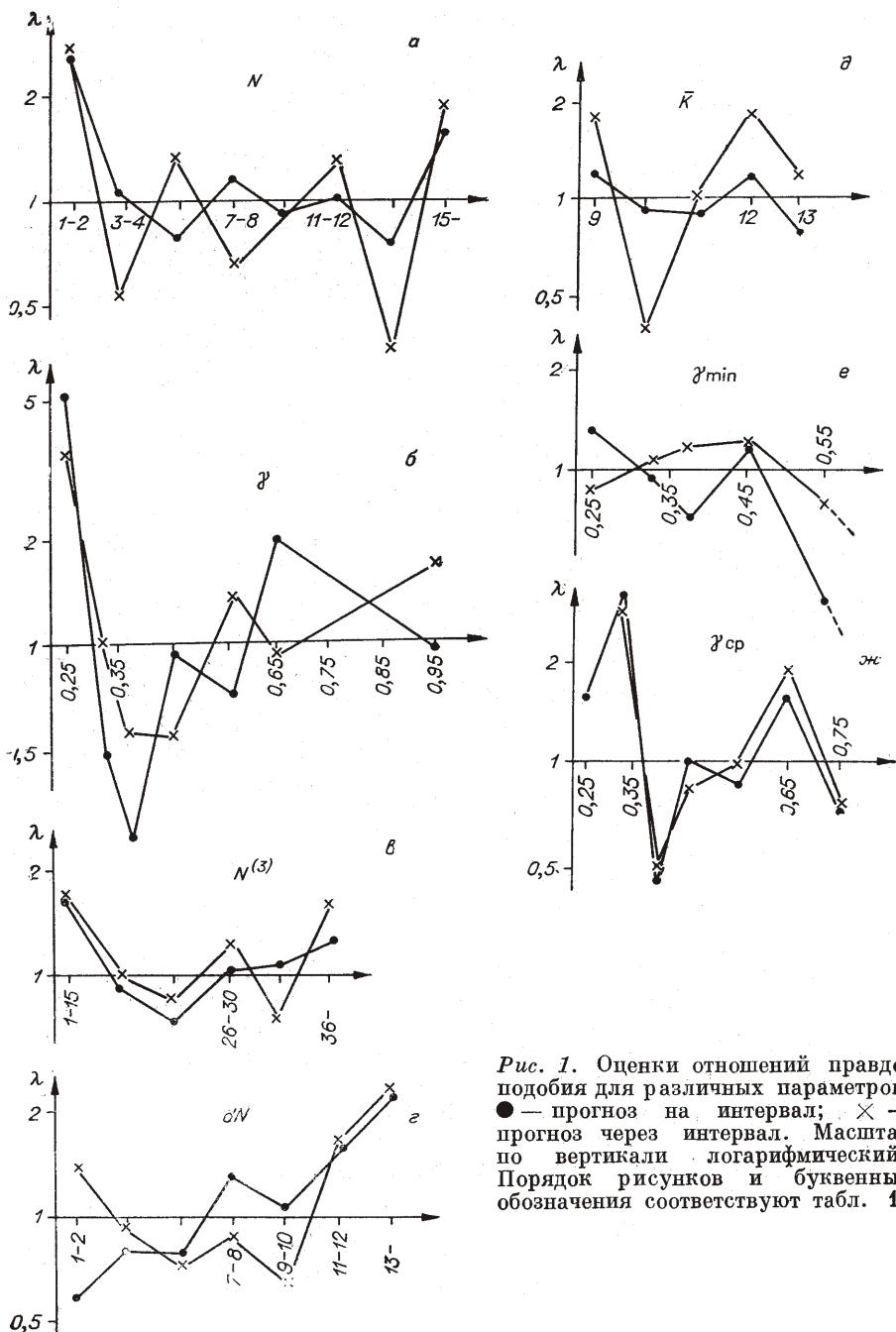


Рис. 1. Оценки отношений правдоподобия для различных параметров.  
 ● — прогноз на интервал;  $\times$  — прогноз через интервал. Масштаб по вертикали логарифмический. Порядок рисунков и буквенные обозначения соответствуют табл. 1.

Таблица 2

## Одномерные отношения правдоподобия для шести предикторов

а

$\gamma$	(0–0,30)	(0,31–0,35)	(0,36–0,4)	(0,4–0,5)	(0,5–0,6)	(0,61–0,7)	(0,71–0,8)	(0,81–∞)
$\lambda(\gamma_1)$	4	0,5	0,5	1	1	2	0,5	1
$\lambda(\gamma_2)$	1,5	1,5	1	1	1,5	2	0,5	1

б

$d$	0–2	3–10	11–12	13
$\lambda(d_1)$	0,5	1	2	1
$\lambda(d_2)$	1	1	2	2

в

$\bar{K}$	9–11	12	13
$\lambda(\bar{K}_1)$	1	2	1
$\lambda(\bar{K}_2)$	1	2	1

В среднем каждый седьмой интервал имеет тип 1, поэтому все значения параметров рассматривались не более чем на трех предшествующих интервалах. В противном случае возникает много перекрытий, недопустимых по логике работы.

Изложим подробно первый вариант исследования по каталогу с исключенным афтершоками. По данным массива обучения были построены распределения для ряда параметров, которые по тем или иным соображениям мы сочли перспективными (табл. 1). Для некоторых параметров проверялась только связь типа последующего интервала с тем, превышает или нет данный параметр некоторое критическое значение, отличающееся от среднего на величину порядка стандартного уклонения. Распределения строились отдельно для интервалов, предваряющих или не предваряющих сильное землетрясение.

Из испробованных вариантов параметра и опережения были отобраны те, для которых связь достаточно сильная и взаимная корреляция отобранных параметров мала. Кроме того, были отбракованы параметры, дававшие противоречивые результаты на отдельных подмножествах массива обучения. Оставшиеся шесть параметров, называемых далее предикторами, мы сочли достаточно надежными. Их эффективность проверялась уже на контрольном массиве. Оценки отношений правдоподобия для предикторов и некоторых других параметров приведены на рис. 1. Округленные значения отношений правдоподобия для шести предикторов, которые и были использованы в дальнейшем, сведены в табл. 2.

Для каждого интервала контрольного массива мы вычислили значения предикторов, а по ним — произведения отношений правдоподобия  $\Lambda$ . Таблицы сопряженности для двух вариантов критического значения  $\Lambda_{\text{пор}}$  ( $\Lambda_{\text{пор}}=2,5$  и  $\Lambda_{\text{пор}}=8$ ) приведены ниже (табл. 3).

Таблица 3

## Результаты контроля на независимом материале

		Землетрясение						Землетрясение		
		есть	нет	сумма				есть	нет	сумма
Прогноз	Есть	11	7	18	Прогноз	Есть	4	14	18	
	Нет	16	58	74		Нет	3	71	74	
	Сумма	27	65	92		Сумма	7	85	92	

$$J = 2,1 \pm 0,39$$

$$J = 2,9 \pm 1,28$$

$$P_{\text{случ}} = 0,2\%$$

$$P_{\text{случ}} = 3\%$$

Под таблицами сопряженности выписаны значения  $J$  (формула (5)),  $\sigma_1(J)$  (формула (9)) и уровень значимости по таблицам (Большев и Смирнов, 1970). В целом прогноз можно считать успешным.

Представляет интерес рассмотреть зависимость от  $\Lambda_{\text{пор}}$  значений вероятностей ошибок I и II родов, а также значений  $J$ . Соответствующие кривые приведены на рис. 2. Одновременно мы попытались оценить те же параметры, если считать, что мы предсказываем интервалы с землетрясениями класса  $K \geq K_1 = 13,0$ , а не 12,0, как предполагалось до сих пор. Видно, что значения  $J$  действительно более устойчивы к изменениям априорной вероятности, чем  $P_I$  и  $P_{II}$ .

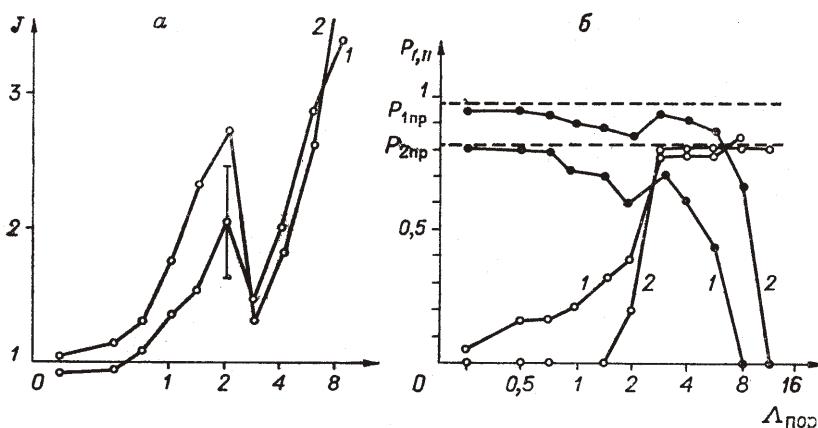


Рис. 2. Различные оценки эффективности в функции порогового значения  $\Lambda$ .

*a* — значение  $J$ ; *b* — значения вероятностей ошибок I (o) и II (x) рода. Цифры относятся к вариантам прогноза землетрясений: с  $K_1=12,0$  (1) и  $K_1=13,0$  (2). Штриховые линии — априорные вероятности ошибок I или II рода для этих случаев.

Мы попытались также использовать корреляционные связи между параметрами и построили двумерные распределения для некоторых пар параметров, а на их основе — двумерные отношения правдоподобия. Недостаток данных не позволил сделать определенные выводы, но некоторые отклонения этих отношений от произведения одномерных отношений правдоподобия все же наблюдались.

Аналогичная процедура была применена ко второму массиву данных ( $H > 70$  км), однако проверка на контрольном массиве дала результат, не отличающийся от случайного угадывания. Проверить, обусловлен ли этот результат отсутствием связи или он случаен, невозможно из-за ограниченности контрольного материала. Надеясь на первое, мы все же приведем таблицу (табл. 4) и для этого случая.

Заметим, что одной из возможных причин отрицательного результата является нестабильность во времени тех корреляционных связей, которые мы пытаемся использовать. Подобное явление наблюдал Аки; в его работе (Аки, 1961) автокорреляционные функции величины «приведенной активности» —

$$n(t) = n(t) - \frac{N}{T} t,$$

где  $N$  — число землетрясений за весь изучаемый период  $T$ , — оказались существенно разными для последовательных периодов времени.

Мы попробовали применить наш метод прогноза и к каталогу землетрясений Курильских островов за 1966 г. (Землетрясения Курильских островов, 1970).

Таблица 4

**Сводка данных о перспективных параметрах.**  
**Каталог землетрясений с глубинами выше 70 км**

№ п/п	Параметр	Опереже- ние, $\times 10$ сут	Среднее значение	Значения с повы- шенней $P$ (1)		Значения с повы- шенней $P$ (0)
				1	2	
1	$\gamma^{(2)} - \gamma$ , оцененная по двум интервалам	1	0,40	0,25—0,30	0,8	0—0,25?
2	$\gamma^{(1)} - \gamma$ , оцененная по одному интервалу	1	0,40	0—0,25	—	—
3	$d\gamma = \gamma_{-1}^{(2)} - \gamma_{-2}^{(2)}$ — разность последователь- ных оценок $\gamma$	1	0	(-0,5)—(0,1)	—	—
4	$\bar{K}$	1	10—11	12—13	—	—
5	$N^{(3)}$ — сумма чисел землетрясений на трех последовательных интервалах	1	8	10	6	

Здесь сейсмический режим менее стабилен, а интенсивность потока событий ниже (6 штук в 5 дней, низший уровень  $K=9$ ). Поэтому мы не ожидали особенно хороших результатов. Сначала мы использовали 10-дневный единичный интервал (всего 3 предиктора), откорректировав соответственно таблицу значений  $\lambda$ . Прогноз не отличался от случайного. Тогда мы решили проверить принципиальную возможность прогноза: мы оставили сильнейшие предикторы  $\gamma_{-1}$  и  $\gamma_{-2}$ , сократили интервал до 5 дней, и если раньше границы интервалов определялись независимо от сильных землетрясений, то теперь мы отсчитываем две пятидневки назад от сильного землетрясения ( $K \geq 13$ ), ослабляя таким образом помехи, связанные с дискретизацией по времени. Используя табл. 2, мы получили  $\lambda(\gamma_{-1}) \cdot \lambda(\gamma_{-2}) = \Lambda > 1$  в 5 случаях из 6. Следовательно, найденные нами закономерности подтверждаются на материале соседнего района, хотя и не проявляются достаточно сильно, чтобы построить прогноз. Подобным же образом был обработан каталог землетрясений Средней Азии за 1967 г. (Землетрясения Средней Азии, 1970б). Снова  $K_0=9$ ,  $K_1=13$ , единичный интервал 5 дней, 17 событий на интервал, 22 случая. Величина  $\Lambda$  оказалась выше единицы всего в 6 случаях. Однако распределения  $\gamma_{-1}$  и  $\gamma_{-2}$ , которые по 22 случаям можно было грубо оценить (рис. 3), резко отличаются от камчатских, что вполне объясняет безуспешность нашей попытки. Мы построили другую таблицу  $\lambda$  на основе этих данных (табл. 5) и проверили на аналогичных данных по Средней Азии за 1966 г. (Землетрясения Средней Азии, 1970а), снова не делая сплошного перебора, а проверяя только две пятидневки перед каждым землетрясением с  $K \geq 13$ . Теперь  $\Lambda > 1$  в 8 случаях из 9. Наконец, мы попытались применить ту же таблицу  $\lambda$  (табл. 5) к промежуточным землетрясениям Памиро-Гиндукушской зоны (Лукк, Нерсесов, 1970). Нижний приведенный в каталоге класс — 11, за сильные принял землетрясения с  $K \geq 14$ , а единичный интервал был взят 10 суток, так что использовались средние по столбцам табл. 5. Величина  $\lambda$  превышает единицу в 5 случаях из 7. Все эти результаты подтверждают эффективность предлагаемой методики и в других районах, не являясь, однако, вполне строгим доказательством. Последнее может быть получено только с помощью сплошного просмотра каталога, как это было сделано для Камчатки.

Различие в зависимостях  $\lambda$  ( $\gamma$ ) для разных районов (Камчатки, Курил и Средней Азии) — факт довольно неожиданный, и сейчас трудно объяснить его. Общая тенденция повышения вероятности сильного землетрясения при малых  $\gamma$ , по-видимому, существует лишь с большими оговорками. Тем не менее при предельно малых  $\gamma$  вероятность землетрясения

максимальна в обоих случаях. Смысл такой закономерности, возможно, просто в том, что при постоянной активности (т. е. интенсивности потока землетрясений) при уменьшении  $\gamma$  вероятность сильного землетрясения растет. Однако это отнюдь не формальный результат, поскольку само сильное землетрясение в статистику не включается. Дело, видимо, в том, что по каким-то физическим причинам функция  $\gamma(t)$  непрерывна слева перед

моментом сильного землетрясения, в который ее можно считать близкой к нулю слева (рис. 4).

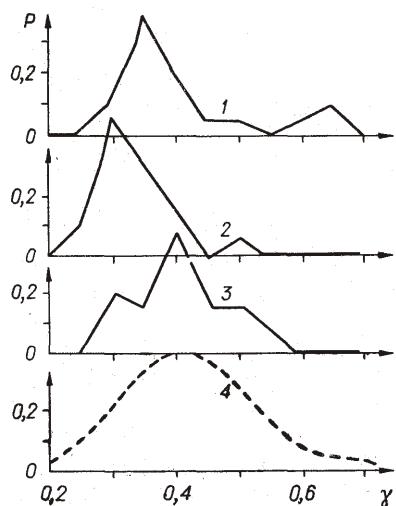


Рис. 3. Распределения значений  $\gamma$  для каталога Средней Азии в интервалах 0–5 (1), 5–10 (2), 10–15 (3) сут до землетрясения с  $K > 13$ ; 4 – нормальное распределение для оценок  $\gamma$  при среднем 0,4 и размере выборки  $n=12$  – модель распределения  $\gamma$  в генеральной совокупности.

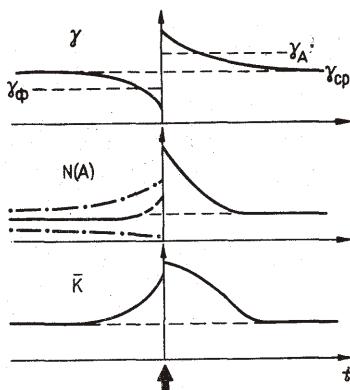


Рис. 4. Схема поведения предикторов в интервале времени, включающем сильное землетрясение (стрелка).  $\gamma_F$  и  $\gamma_A$  – средние значения  $\gamma$  для форшоков и афтершоков. Штрих-пунктир – границы разброса.

Возможность использования для прогноза параметра  $\gamma$  (или аналогичной величины  $\nu$  для распределения по магнитудам) отмечалась и ранее. Обычно перед землетрясением наблюдались низкие значения  $\gamma$  (Suuehiro, 1966; Федотов и др. 1969; Bufe, 1970). Наши данные в основном подтверждают эти результаты, хотя фактический характер связи оказывается несколько сложнее.

Поведение других предикторов интерпретировать несколько проще. Разность последовательных значений  $\gamma$  является предиктором как оценка производной  $d\gamma/dt$ . Величина  $\bar{K}$  коррелирована с  $\gamma$  и активностью (интенсивностью). Однако она имеет самостоятельный физический смысл и ее большие значения могут сигнализировать о повышенном значении вероятности сильного землетрясения в текущий период времени.

Разброс  $d$  оценок интенсивности  $N$  – естественная мера нестабильности процесса, и зависимость  $\lambda(d)$  вполне согласуется с ее физическим

Таблица 5

Одномерные отношения правдоподобия для двух предикторов по Средней Азии

$\gamma$	0–0,30	0,31–0,35	0,36–0,40	0,41–0,50	0,51–0,60	0,61–0,70	$>0,71$
$\lambda(\gamma_{-1})$	4	2	1,5	1	0,7	1,5	0,7
$\lambda(\gamma_{-2})$	4	2	1,5	1	0,7	0,7	0,7

смыслом — при высоких  $d$  сильное землетрясение вероятнее. Отметим, что немонотонность зависимости отношения правдоподобия от наиболее мощного предиктора  $\gamma$  потребовала бы в случае использования линейных методов учета, по крайней мере, квадратов параметров как независимых переменных, что резко усложнило бы модель. К сожалению, невозможно оценить, в какой мере построенный нами метод останется эффективным при прогнозе землетрясений с  $M > 7,0$  ( $K_{S1,2}^{\Phi 68} > 15$ ). Единственный пример такого рода — землетрясение 22 ноября 1969 г. в зал. Озерном,  $M=7,7$ . Значение  $\Lambda$  для него равно четырем, т. е. землетрясение оказалось бы предсказанным при выборе  $\Lambda_{\text{пор}}=2,5$ .

Предлагаемая методика прогноза построена в виде, готовом для непосредственного использования, но желательно комплексирование с другими методами из-за низкой эффективности. Неясно, возможно ли улучшить результаты, используя в статистике землетрясения более низкой энергии. Хотя оценки параметров станут точнее, их связь с сильными землетрясениями может ухудшиться. Результаты, по-видимому, улучшатся при использовании скользящего интервала времени даже при имеющихся оценках  $\lambda$ . Трудоемкая работа по уточнению  $\lambda$  для этого варианта требует дополнительных исследований. Однако нет оснований полагать, что при использовании скользящих интервалов эффективность увеличится существенно.

Важнейшей очередной задачей служит прогноз в нестационарном случае нарастающей вспышки сейсмической активности.

## ЛИТЕРАТУРА

- Аки К. Предсказание количества землетрясений как случайной величины.— В кн.: Слабые землетрясения. М., ИЛ, 1961.
- Большев Л. Н., Смирнов Н. В. Таблицы математической статистики. М., Изд-во ВЦ АН СССР, 1968.
- Вопросы статистической теории распознавания. М., «Сов. радио», 1967.
- Землетрясения Курильских островов.— В кн.: Землетрясения в СССР в 1966 г. М., «Наука», 1970.
- Землетрясения Средней Азии.— В кн.: Землетрясения в СССР в 1966 г. М., «Наука», 1970а.
- Землетрясения Средней Азии.— В кн.: Землетрясения в СССР в 1967 г. М., «Наука», 1970б.
- Кокс Д., Льюис П. Статистический анализ последовательностей событий. М., «Мир», 1969.
- Куилдорф Г. Вопросы теории оценивания. М., «Наука», 1966.
- Лукк А. А., Нерессов И. Л. Глубокие Памиро-Гиндукушские землетрясения.— В кн.: Землетрясения в СССР в 1966 г. М., «Наука», 1970.
- Федотов С. А., Багдасарова А. М., Кузин И. П., Тараканов Р. З. Землетрясения и глубинное строение Курильской островной дуги. М., «Наука», 1969.
- Bufe Ch. G. Frequency — magnitude variations during the 1970 Danville Earthquake Swarm. Earthquake Notes.— «Eastern Sect. of Seismol. Soc. Amer.», 1970, vol. XLI, № 3.
- Suyehiro S. Foreshocks and aftershocks, and low-powered unattended seismic observation. Proc. of 2nd US-Japan conf. on Earthquake Prediction. Palisades, 1966.