

ГУСЕВ А. А., ЛЕМЗИКОВ В. К.

ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ИЗУЧЕНИЯ ВАРИАЦИЙ ОГИБАЮЩИХ КОДЫ БЛИЗКИХ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ ПЕРЕД УСТЬ-КАМЧАТСКИМ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЕМ 1971 г.

Введение

Предпринятые в последнее время широкие исследования кода-волны близких землетрясений (Aki, Chouet, 1975; Chouet et al., 1978; Rautian, Khalturin, 1978; Копничев, 1978) продемонстрировали высокую информативность рассеянных волн как в задачах изучения очага землетрясений, так и при исследовании свойств среды. В результате этих работ был, в частности, выявлен тот важный факт, что форма огибающих коды относительно стабильна и слабо зависит от положения источника или станции. Тем не менее имеются разрозненные указания на наличие временных вариаций характеристик кода-волн в различных частотных диапазонах. Так, А. С. Маламуд (Мирзоев и др., 1976) обнаружил, что соотношение длительностей записи местных землетрясений на вертикальных и горизонтальных каналах СК в Таджикистане испытывает вариации с амплитудой до полутора раз, причем эти вариации имеют предвестниковый характер, предваряя относительно сильные толчки. Это наблюдение относится к диапазону периодов 3—5 с. Для более высокочастотного диапазона изменение во времени огибающих кодов для определенного района Калифорнии отметил Б. Чоэт (Chouet, 1979). Подобные наблюдения навели нас на мысль исследовать систематически форму огибающих кодов в зоне подготовки крупного землетрясения, имея в виду две задачи: обнаружение временных вариаций и, если они есть, выявление их возможной связи с процессом подготовки.

Мы использовали в данной работе записи близких землетрясений на региональных камчатских станциях, оборудованных сейсмографами ВЭГИК с собственным периодом 1,2 с. Это позволило привлечь достаточно обширный материал наблюдений.

Теоретическая модель наблюдений коды

Как известно из упомянутых выше работ, запись близкого землетрясения в моменты времени $t_0 + 2 \div 3$ ($t_s - t_p$) и более поздние (t_0 — время возникновения землетрясения, t_s и t_p — времена вступления прямых P -и S -волн) представляет собой постепенно уменьшающиеся по амплитуде «случайные» колебания, огибающая которых зависит от средней частоты полосы пропускания записывающей системы, но в общем слабо зависит от координат приемника и источника. Общепринятым стало предложенное Аки (Aki, 1969) объяснение этих колебаний рассеянием на большие углы «прямых» объемных и (или) поверхностных волн, излученных очагом. Эта модель хорошо объясняет как качественные, так частично и количественные характеристики кода-волн. Исходя из этих

соображений, основной характеристикой коды следует считать функцию $P(t, f)$ — зависимость «мгновенного» (т. е. «среднего» за малое время Δt) спектра мощности кода-волны землетрясения от времени и частоты.

Функция $P(t, f)$ определяется рядом факторов — временной функцией (или спектром) источника, его механизмом очага, скоростным строением «средней» среды и распределением в ней дисипативных свойств, статистическими характеристиками поля рассеивателей. Следуя авторам упомянутых работ, пренебрежем в первом приближении зависимостью от механизма очага*, а относительно рассеивающих и поглощающих свойств среды сделаем предположение, что они обеспечивают независимость функции $P(t, f)$ от координат источника и приемника при δ-образном по времени и сферически симметричном стандартном источнике. Будем также полагать, что длительность очагового процесса τ мала. Тогда, следуя К. Аки (Aki, Chouet, 1975), можно принять, что

$$P(t, f) = |M_0(f)|^2 G(t, f), \quad (1)$$

где $M_0(f)$ — спектр момента (очаговый спектр) источника, а $G(t, f)$ — частотно-импульсная характеристика среды по мощности. Иными словами, $G(t, f)$ — это средняя мгновенная мощность кода-волны на единицу полосы частот в окрестности частоты f в коде землетрясения с единичным спектром момента, осредненная по всем вариантам механизма. «Мощность» понимается здесь в смысле теории случайных процессов, так что единицей измерения G является $\text{см}^2 \cdot \text{с} \cdot (\text{дин} \cdot \text{см} \cdot \text{с})^{-2}$.

Теперь можно сделать уточнение, что время усреднения Δt и длительность очагового процесса τ должны быть малы по сравнению с характерным временем Δt_0 изменения функции $G(t, f)$:

$$\Delta t_0(f) = \left(\frac{1}{G(t, f)} \cdot \frac{\partial G(t, f)}{\partial t} \right)^{-1}. \quad (2)$$

При $f \sim 1$ Гц $\Delta t_0 \sim 50$ с, поэтому для слабых землетрясений условие малости τ выполнено всегда.

Рассмотрим запись коды каналом с частотной характеристикой $H(f)$. Ее амплитудные характеристики определяются средней мгновенной мощностью записи (в см^2):

$$P(t) = \int_{-\infty}^{\infty} P(t, f) |H(f)|^2 df. \quad (3)$$

Наблюдаемая запись коды $u(t)$ есть реализация нестационарного случайного процесса, для которого (3) — зависимость «мгновенной дисперсии» от времени. На эту функцию-реализацию накладывается микросейсмический шум, влиянием которого мы пренебрежем.

Допустим теперь, что модули спектров разных источников различаются только уровнем:

$$|M_0(f)| = M_0 |m(f)|, \quad (4)$$

где $m(f)$ — стандартная функция, такая, что $m(0) = 1$; тогда

$$P(t) = M_0^2 \int_{-\infty}^{\infty} G(t, f) \cdot |m(f)|^2 \cdot |H(f)|^2 df \equiv M_0^2 p(t), \quad (5)$$

где $p(t)$ — стандартная зависимость дисперсии от времени.

Оценку $P(t)$ по реализации можно в принципе получить, интегрируя квадрат записи $u(t)$ в пределах окна Δt :

$$\hat{P}(t) = \frac{1}{\Delta t} \int_{t-\Delta t/2}^{t+\Delta t/2} u^2(t') dt'. \quad (6)$$

* См., однако, работу Ю. Ф. Копничева и Г. Л. Шпилькера (1979).

Для «квазисинусоидальной» записи с некоторой погрешностью

$$\frac{1}{\Delta t} \int_{t-\Delta t/2}^{t+\Delta t/2} u^2(t') dt' \approx \frac{1}{4n} \sum_{k=1}^n a_k^2, \quad (7)$$

где a_k — значения последовательных экстремумов записи, а n — число таких экстремумов в пределах окна Δt . Записи коды прибором ВЭГИК относительно широкополосны (ширина полосы δf порядка осевой частоты спектра записи f) поэтому в силу известного соотношения $\delta f \cdot \delta t \sim 1$ между δf и временем корреляции δt это последнее для записи $u(t)$ близко к $\delta t = f^{-1}$. Отсюда следует, что при запаздываниях более f^{-1} экстремумы a_k слабо коррелированы. Примем, что оценки (7) и (6) соответствуют приблизительно $n/2$ независимым наблюдениям. Чтобы дисперсия этих оценок была мала, следует использовать большие окна Δt . Но в силу нестационарности анализируемого процесса необходимо, как указано выше, выполнение условия $\Delta t \ll \Delta t_0 \sim 50$ с. В противном случае оценка (6) незаконна.

В условиях таких противоречивых требований к величине Δt следует рассмотреть, какая точность реально достижима, если, например, применять оценку (7), используя визуальную обработку записей. Результат будет приближенно верен и для оценки (6). Допустим, что на отрезке длины Δt запись $u(t)$ можно считать гауссовым процессом с дисперсией $\sigma_u^2 \equiv P(t)$, тогда величины $|a_k|$ имеют релеевскую плотность распределения (Свешников, 1968):

$$p(|a_k|) = \frac{|a_k|}{P(t)} \exp(-a_k^2/2P(t)). \quad (8)$$

Для величин a_k^2 получим экспоненциальное распределение:

$$p(a_k^2) = \frac{1}{2P(t)} \exp(-a_k^2/2P(t)). \quad (9)$$

Стандартное уклонение экспоненциального распределения равно среднему, поэтому относительная точность оценки (7) будет близка к $\sqrt{2}/n$. Выберем, например, $\Delta t = 10$ с, видимый период 1,4 с, $n = 14$, тогда относительная точность составит $\sim 40\%$. Таким образом, получить по одиночной записи надежную оценку для $P(t)$ (а тем самым и для $p(t)$) затруднительно, даже если интегрировать запись или обмерять все экстремумы, что весьма трудоемко при работе с фотозаписью. Очевидно, что для получения надежных оценок $P(t)$ необходимо осреднение по нескольким записям.

Методика обмера и обработки измерений

С учетом изложенного выше была разработана следующая методика обмера записи коды (участок записи выбирался по критериям, описанным в следующем разделе). Запись коды разбивалась на «квазистационарные» интервалы длительностью $\Delta t = 10$ с. Началом отсчета времени на записи коды считалось время возникновения землетрясения t_0 , так что границы интервалов имели абсолютное время $t_0 + i \cdot 10$, $i = 1, 2, \dots$. В каждом интервале оказывался участок записи, содержащей $n = 6-10$ «видимых периодов», т. е. 12—20 экстремумов. Число n плавно уменьшается от начала коды, так как сейсмограф ВЭГИК не является узкополосным. Видимый период практически всегда заключался в пределах $0,8-2,0$ с, а обычно был в диапазоне $1,0-1,6$ с. В каждом интервале из-

мерялась «двойная амплитуда»

$$(2A)_i \equiv \max_k (a_{ki}) + |\min_k (a_{ki})|. \quad (10)$$

Здесь $k=1 \dots 2n$ — номер экстремума в интервале, i — номер интервала.

Используя статистику экстремальных значений, можно было бы построить оценку для $P(t)$ следующего вида:

$$\hat{P}(t_i) = (2A)_i^2/c_n, \quad (11)$$

где c_n — некоторая постоянная, зависящая от числа экстремумов, а t_i — центр i -го интервала.

Заметим, однако, что для целей поиска временных вариаций функции $p(t)$ переход от $(2A)$ к \hat{P} не нужен, и вся дальнейшая работа проводилась непосредственно с величинами амплитуд, хотя возможность перейти к $P(t_i)$ сохранялась. Таким образом, вместо $p(t)$ мы будем оценивать $a(t) = (2p(t))^{0.5}$. В ранее опубликованных работах использовались более грубые методы построения огибающих. В нашем случае постановка задачи определяет необходимость достаточно четкой методики обмера сейсмограмм. Результаты обмера (не корректированные за АЧХ канала) были основным исходным материалом работы.

Как отмечено выше, для уверенного выявления формы кривой $p(t)$ (или $a(t)$) и ее вариаций необходимо осреднить данные различных землетрясений. Обработка данных проводилась графически. Сначала на график наносились значения $\lg(2A)_i$ как функции времени t_i . Из (5) и (11) следует, что

$$E(\lg(2A)_i) = \lg a(t_i) + \text{const} \quad (12)$$

(здесь и далее E — символ математического ожидания, D — символ дисперсии). Наличие «мешающего» слагаемого приводит к тому, что полученные кривые можно считать произвольно сдвинутыми вдоль оси $\lg(2A)$. Чтобы исключить влияния этого сдвига, можно перейти к разностным кривым:

$$d'_i = \lg(2A)_i - \lg(2A)_m, \quad (13)$$

где m — номер некоторого определенного «опорного» интервала, относительно которого выполняется нормировка. Дисперсия величины d'_i при этом вдвое больше, чем дисперсия $\lg(2A)_i$. Чтобы снизить проигрыш в точности, выполнялась следующая процедура. Сначала определялось среднее значение $\lg(2A)_0$ по нескольким (M) «опорным» интервалам:

$$\lg(2A)_0 = \frac{1}{M} \sum_{j=m}^{m+M-1} \lg(2A)_j. \quad (14)$$

Фактически в качестве опорных были выбраны четыре интервала в диапазоне 80—120 с. Затем находились разности

$$d_i = \lg(2A)_i - \lg(2A)_0. \quad (15)$$

В предположении, что все величины $\lg(2A)_i$ имеют одинаковую дисперсию σ_0^2 , дисперсию значения d_i (для значений i вне интервала $[m, m+M-1]$) можно найти следующим образом:

$$D(d_i) = D(\lg(2A)_i) + \frac{1}{M^2} D\left(\sum_{j=m}^{m+M-1} \lg(2A)_j\right) = \sigma_0^2 + \frac{1}{M} \sigma_0^2 = \frac{M+1}{M} \sigma_0^2. \quad (16)$$

Из значений d_i мешающий фактор исключен, и их можно осреднить по некоторым землетрясениям. Пусть l — номер землетрясения в выборке объема L . По значениям d_{il} находилась их медиана d_{il}^m , которую с точностью до несущественного постоянного слагаемого можно считать искомой оценкой для $\lg a(t_i)$. Кроме того, используя уклонения величин d_{il}

от их медианы d_i^m , можно получить оценку для σ_s^2 . Эта оценка необходима для построения статистически обоснованного критерия выделения аномальных вариаций огибающих. Мы использовали несколько выборок значений d_u , каждой из которых была получена (см. ниже) по нескольким землетрясениям одного конкретного года на вертикальном канале ст. КРН для нескольких интервалов вне «опорного» участка. Каждая выборка содержала $6 \div 9$ значений d_u . Объединив 12 выборок, получили по 90 значениям уклонений $(d_u - d_i^m)$ величину эмпирической дисперсии $s^2 = (0,15)^2$. Если бы вместо медиан d_i^m использовались средние d_i^c , то, как известно, выполнялось бы соотношение

$$\mathbf{D}(d_{ii}) = \frac{L}{L-1} \mathbf{D}(d_{ii} - d_i^c). \quad (17)$$

Полагая приближенно $\mathbf{D}(d_u - d_i^c) \approx \mathbf{D}(d_u - d_i^m)$, имеем

$$\mathbf{D}(d_{ii}) \approx \frac{L}{L-1} s^2. \quad (18)$$

Используя (16), получаем окончательно оценку

$$\hat{\sigma}_s^2 \approx \frac{MLs^2}{(M+1)(L-1)}. \quad (19)$$

Практически при $M=4$, $L=6 \div 9$, $\sigma_s \approx s = 0,15$ (ед. десятичного логарифма).

Это значение интересно сопоставить с теоретической величиной, полученной в предположении, что разброс d_u имеет чисто статистическую природу. Для получения теоретического значения σ_t^2 дисперсии $\lg(2A)_i$ используем следующие приближенные соотношения:

$$\mathbf{D}\left(\ln\left(\sum_{i=1}^N \xi_i\right)\right) \approx \frac{1}{N} \mathbf{D}(\ln \xi_1), \quad (20)$$

$$\mathbf{D}(\ln \xi_1) \approx \mathbf{D}(\xi_1)/\mathbf{E}^2(\xi_1). \quad (21)$$

Здесь $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_N$ — независимые, одинаково распределенные случайные величины, и принято, что $\sqrt{\mathbf{D}(\xi_1)/\mathbf{E}(\xi_1)} \ll 1$. Заметим, что по определению

$$(2A)_i = \max_k (a_k) + |\min_k (a_k)| = \xi_1 + \xi_2, \quad (22)$$

где ξ_1 и ξ_2 имеют описанный характер, $k=1, 2 \dots, n$. В силу (20) и (21) имеем

$$\mathbf{D}(\ln(2A)_i) = \mathbf{D}(\ln(\xi_1 + \xi_2)) \approx \frac{1}{2} \mathbf{D}(\ln \xi_1) = \frac{1}{8} \mathbf{D}(\ln \xi_1^2) \approx \frac{1}{8} \frac{\mathbf{D}(\xi_1^2)}{\mathbf{E}^2(\xi_1^2)}. \quad (23)$$

В силу (22) и (9) ξ_1^2 распределено как максимальный член выборки объема n из экспоненциального распределения с параметром $2P(t)$, поэтому (Гумбель, 1965, с. 144—146)

$$\sqrt{\mathbf{D}(\xi_1^2)} \approx 1,28 \cdot 2P(t), \quad \mathbf{E}(\xi_1^2) \approx 2P(t)(\ln n + 0,577). \quad (24)$$

Подставляя это в (23) и переходя к десятичным логарифмам, имеем

$$\sigma_t^2 \equiv \mathbf{D}(\lg(2A)_i) \approx \left(\frac{1,28 \lg e}{2 \sqrt{2} (\ln n + 0,577)} \right)^2. \quad (25)$$

При типичном значении $n=7$ получаем $\sigma_t=0,078$.

Значение дисперсии, близкое к σ_t^2 , должно получаться по такой выборке, в которой влияние всех факторов разброса, кроме чисто статистических, будет подавлено. Для этой цели удобно использовать разности

логарифмов амплитуд $\lg(2A)$; на записях одного и того же землетрясения двумя горизонтальными каналами одной и той же станции, поскольку достаточно правдоподобно предположение, что эти разности не связаны с пространственными или временными вариациями огибающей коды (но они могут быть связаны с вариациями характеристик сейсмографов). Для перехода к искомой оценке $\sigma_{\text{з}}^2$ дисперсию разности следует разделить на два. По выборке объема 160 получена оценка $\hat{\sigma}_{\text{з}} = 0,084$, что находится в разумном согласии с теорией. Заметим, что средние значения разности близки к нулю для различных станций и периодов времени. Это позволяет считать, что нестабильность сейсмографов не дает существенного вклада в наблюдаемые вариации характеристик коды.

Таким образом, основная часть полной дисперсии $\sigma_{\text{з}}^2 \approx (0,15)^2$ обусловлена не статистическими причинами, а реальными (систематическими) вариациями формы огибающих. Перечислим источники этих вариаций: 1) зависимость характеристик коды от механизма очага; 2) вариации формы спектров $m(f)$; 3) пространственные вариации $G(t, f)$; 4) временные вариации $G(t, f)$ в пределах года. Все эти источники вариаций определяют тот «фон», на котором следует выявлять интересующие нас временные вариации огибающих. Очевидно, на этом пути мы сможем выявить лишь медленные вариации.

Опишем методику и выведем формальный критерий для выявления долговременных вариаций. Для повышения надежности оценок d_i^m их целесообразно осреднить по нескольким соседним интервалам или, что по существу одно и то же, сгладить от руки ломаные $d_i^m(t_i)$. Полагая, что сглаживание от руки соответствует осреднению по 2—3 соседним интервалам, для дисперсии отсчета d_i^s сглаженной кривой получим

$$\mathbf{D}(d_i^s) \approx \frac{1}{2,5} \mathbf{D}(d_i^e). \quad (26)$$

Использование нами медианы вместо среднего несколько увеличит дисперсию:

$$\mathbf{D}(d_i^m) = e \mathbf{D}(d_i^e), \quad (27)$$

где коэффициент $e = 1,57$ для большой выборки и $e = 1,47$ для выборки типичного объема $L = 7$ (Большев, Смирнов, 1968). В (27) можно полагать, что $\mathbf{D}(d_i^e) = \mathbf{D}(d_u)/L \approx s^2/L$. Для выявления временных вариаций целесообразно исключить многолетнее среднее за N лет, т. е. рассмотреть величину

$$\delta d_{ij} = d_{ij}^s - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N d_{ij}^s, \quad (28)$$

где j — номер года. Рассуждая как при выводе формулы (16) и используя (26) и (27), получим окончательно при $N = 6$

$$\sigma_k^2 = \mathbf{D}(\delta d_i) = \frac{N+1}{N} \mathbf{D}(d_i^s) \approx (0,057)^2; \quad (29)$$

5%-ный критический уровень для выделения аномалий δd составит примерно $2\sigma_k \approx 0,12$.

Следует оговориться, что вариации огибающих от года к году, обнаруженные таким формальным путем, априори нельзя уверенно интерпретировать как собственно временные. Любой из трех остальных источников вариаций может «имитировать» временные вариации. В частности, возможны систематические вариации механизма, формы спектров, а также «блуждание» очагов по сейсмической зоне таким образом, что они в разные годы «включают» слегка различные $G(t, f)$.

Район исследования и исходный материал

За время детальных сейсмологических наблюдений (1961—1979 гг.) на Камчатке в достаточной близости от сети сейсмических станций произошло всего одно крупное мелкофокусное землетрясение — Усть-Камчатское (15.XII.1971, $M_{LH}=7,8$) (Гусев и др., 1975). Вблизи очаговой зоны в период его подготовки и впоследствии работали следующие сейсмические станции: Ключи (КЛЧ), Кроники (КРН), Беринг (БРГ), Крутоберегово (К-Б); их материалы и были использованы. По первым трем

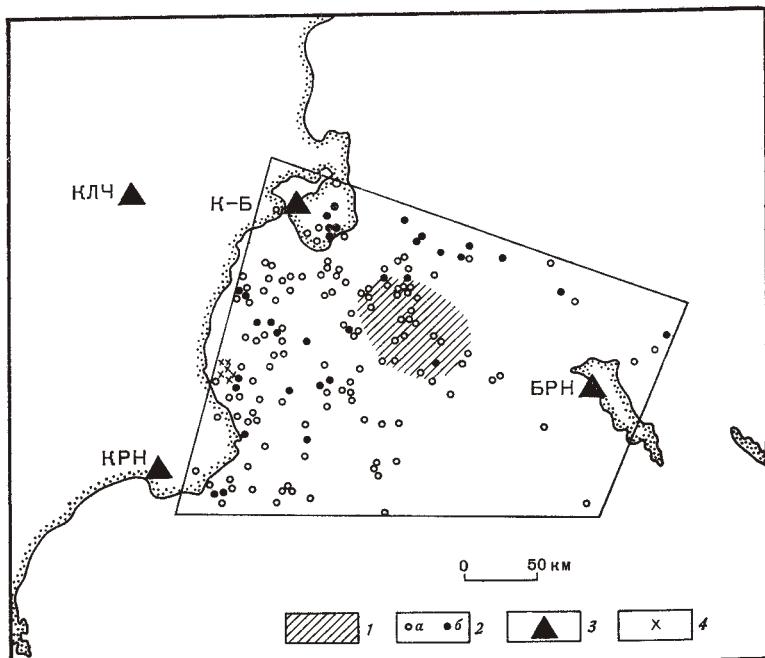


Рис. 1. Карта района исследования.

1 — очаговая зона сильного ($M_{LH}=7,8$) землетрясения 15.XII.1971 г. в Камчатском заливе; 2 — эпицентры обработанных слабых землетрясений (а), то же за 1971 г. (б); 3 — сейсмические станции; 4 — эпицентры землетрясений, от которых имеются T -фазы на БРН

станциям обработаны записи землетрясений, начиная с 1965 г., по К-Б — с момента ее открытия в 1968 г. Конец изученного в данной работе периода — 1974 г. Станции имели каналы ВЭГИК-ГБ-IV с периодом маятника 1,2 с, амплитудно-частотные характеристики (АЧХ) всех каналов близки. Стандартизированная АЧХ сейсмических каналов приведена в работе В. Д. Феофилактова и Е. И. Гордеева (1976). В моменты времени t_s+70 с и более видимый период в коде составляет $0,8 < T < 2$ с; таким образом, основная часть энергии сигнала приходится на низкочастотный срез АЧХ. Наличие такого среза в комбинации с поглощением в среде, которое обеспечивает эффективное гашение высоких частот, приводит к неширокому спектру записи коды с выраженной видимой частотой.

Для обработки отбирались все пригодные записи землетрясений из четырехугольника, приведенного на рис. 1. Глубина ограничивалась 100 км. Диапазон энергетических классов определялся условием получения не менее семи измерений амплитуд $2A$ в области времен t_s+15 с и позднее при отношении амплитуды коды к амплитуде микросейсм не менее двух. Практически это означало, что минимальный класс землетрясений составлял $K_{S1,2}^{\Phi 68}=9,5$. Всего было обработано около 160 землетрясений.

Как отмечено выше, для выделения временных вариаций огибающей коды существенным мешающим фактором может служить влияние пространственных вариаций. Чтобы снизить это влияние, было обращено особое внимание на «равномерность» заполнения эпицентрами области четырехугольника. Визуально эпицентры каждого последующего года довольно хорошо «рассеяны» по этой области, не образуя выраженных скоплений. Это иллюстрируется помеченными эпицентрами наиболее важного 1971 г. (см. рис. 1).

Рассмотрим некоторые возможные источники методических ошибок. Как видно из формулы (4), вариации $P(t)$ могут определяться не только источником или средой, но также и сейсмографом. Нестабильность параметров сейсмографа может исказить конечные результаты. Основываясь на работе В. Д. Феофилактова и Е. И. Гордеева (1976), мы оценили возможные вариации характеристик коды за счет изменения параметров маятника в пределах половины указанного там полного диапазона изменения параметров для сети в целом. Результаты нашего анализа следует сравнить с фактически обнаруженными аномалиями параметра α , характеризующими форму огибающих (см. ниже рис. 4). Предельная амплитуда вариаций α за счет изменения параметров сейсмографа оказалась $\sim 25\%$ от фактически наблюденной аномалии. Кроме того, одновременное изменение параметров приборов в одну сторону сразу для нескольких сейсмографов весьма мало вероятно.

В ряде случаев на сейсмограммах БРН и изредка К-Б на запись коды накладывается T -фаза (волна, бегущая в толще воды), иногда весьма четко выраженная. Подобные записи отбраковывались при обработке. Эпицентры нескольких землетрясений, возбудивших T -фазы на БРН, указаны на рис. 1; они образуют тесную группу в районе к северо-востоку от п-ова Кроноцкого.

Предварительный этап работы — анализ годовых средних

На предварительном этапе была сделана попытка установить наличие временных вариаций. Результаты, полученные впоследствии более чувствительным методом, не перекрывают полностью результатов этого этапа, что и приводит к необходимости изложить их. Описанная ранее процедура обработки иллюстрируется рис. 2, *a*. Графики зависимости от t_i построены для логарифмов амплитуд вертикального канала (индекс Z), для среднего логарифма амплитуд двух горизонтальных каналов (индекс H) и для разности этих величин (индекс Z/H). По каждой ломаной находилось среднее значение $lg(2A)_i$ («центр тяжести») для четырех значений $t_i = 85, 95, 105, 115$ с. Полученные для нескольких землетрясений определенного года ломаные (огибающие коды) совмещались по вертикали так, чтобы «центры тяжести» совпадали (см. рис. 2, *a*). После совмещения находились медианы точек для каждого t_i и получены оценки дисперсии (вне диапазона 85—115 с). Эти оценки обсуждались выше. Ломаные, проведенные по медианам, суть оценки кривых $d_i^m(t_i)$ за каждый год. Они получаются достаточно надежно в диапазоне 60—240 с и менее уверенно в диапазоне 40—350 с. Годовые ломаные $d_i^m(t_i)$ сглаживались от руки. Затем, как описано, находились значения уровня сглаженной ломаной d_i^s при $t=65$ с (d_{65}^s) и при $t=235$ с (d_{235}^s) (т. е. $d_{65}^s = lg(2A(65)/2A(105))$, $d_{235}^s = -lg(2A(105)/2A(235))$). Такие значения были получены для каждого года, каждой станции и каждого канала.

Затем из значений d_{65}^s и d_{235}^s было вычленено их среднее \bar{d} по 6 годам наблюдений для той же станции. Результаты обозначены: $\delta d_{65} = d_{65}^s - \bar{d}_{65}$, $\delta d_{235} = d_{235}^s - \bar{d}_{235}$. Графики годового хода величин δd_{65} и δd_{235} для всех станций и каналов приведены на рис. 3. Значения этих величин в ряде случаев превышают критическое значение 0,12, полученное ранее, что

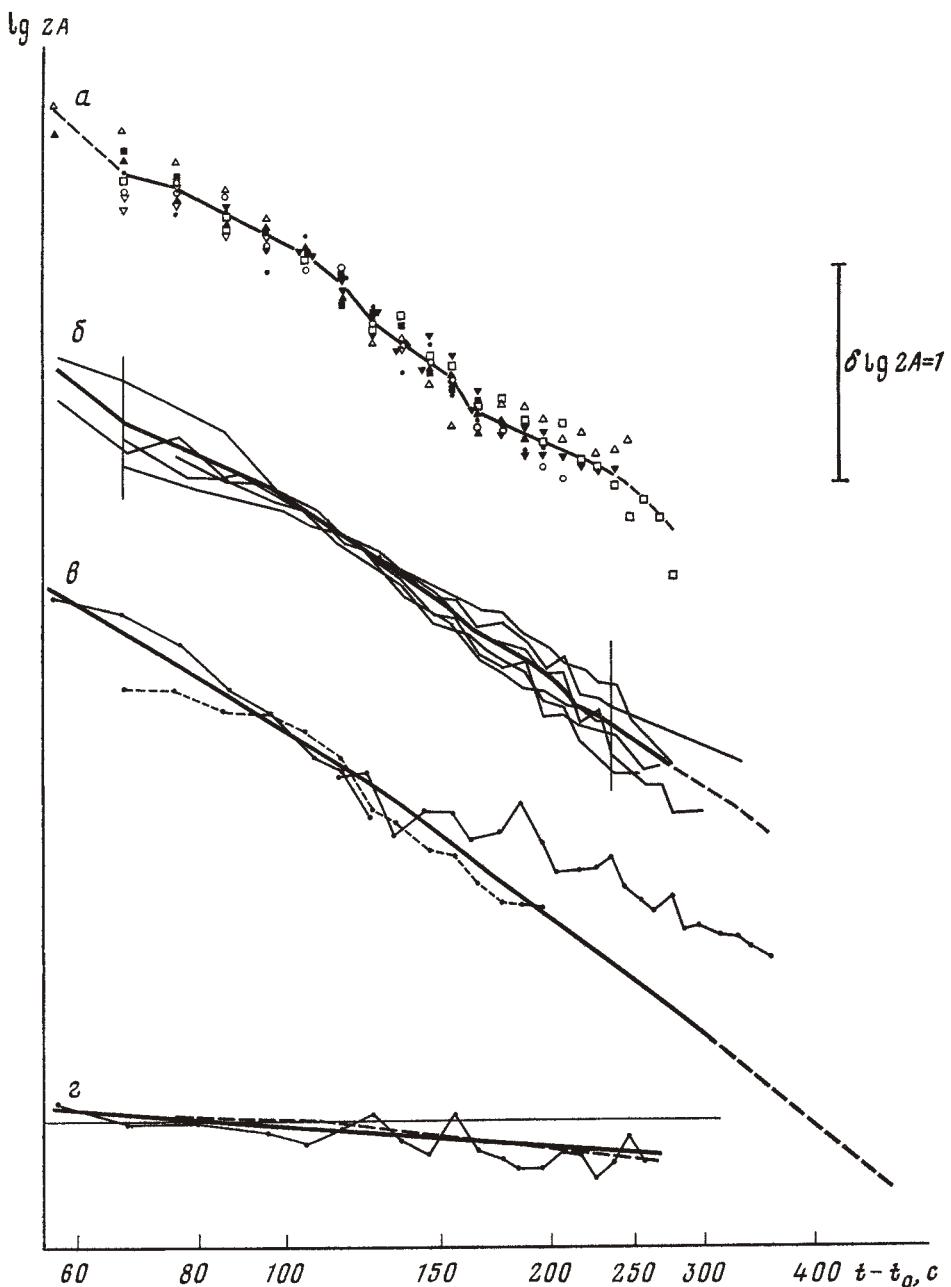


Рис. 2. График, иллюстрирующий методику обработки данных.
 а — результаты обмера величин $(2A)_i$ землетрясений одного канала (H), одного года (1969), одной сейсмостанции (КРН). Одинаковые значки соответствуют одному землетрясению, графики совмещены в точке $t = 105$ с; ломаная проведена по медианам; б — годовые средние огибающие кривые для одного канала (H), одной станции (КРН) и средняя за все годы; в — «реперная» огибающая для канала H и на ее фоне примеры отдельных огибающих землетрясений; г — ломаная, являющаяся результатом вычитания реперной функции из логарифмов амплитуд отдельной огибающей; сплошная и штриховая линия — два варианта аппроксимации ломаной (см. текст)

указывает на наличие существенных временных вариаций. Отметим следующие характерные черты вариаций: 1) отсутствие синхронности для двух видов разностей δd_{45} и δd_{235} ; 2) сходство для обеих компонент (H, Z); 3) приблизительное сходство для разных станций при заметных разли-

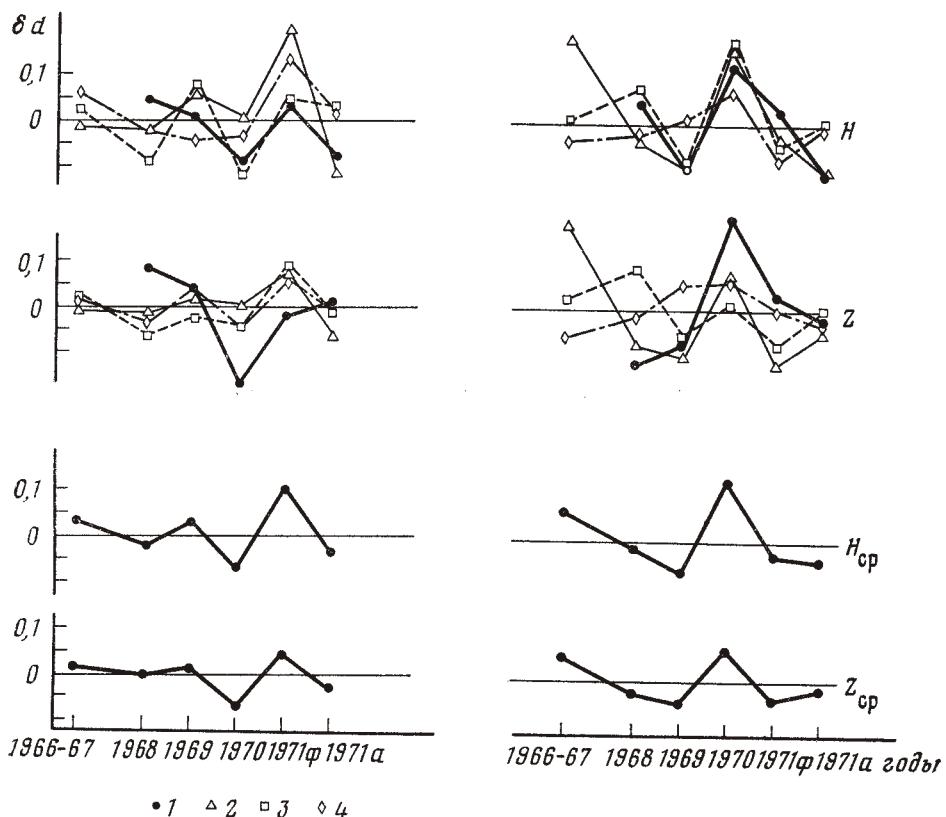


Рис. 3. Ход годовых величин δd_{65} и δd_{235} (см. текст) для станций: 1 — К-Б; 2 — КРН; 3 — КЛЧ; 4 — БРН. Здесь и на рис. 4 и 5 1971 (ф) и 1971 (а) означает периоды 1.I—14.XII.1971 г. и 15—31.XII.1971 г.

чиях в деталях, причем ближайшая к очагу станция К-Б не только не проявляет себя каким-либо специфическим образом, но и вообще имеет самые слабые вариации; 4) относительно повышенная амплитуда в 1970—1971 гг., что может указывать на предвестниковый характер аномалий. Аномалия 1971 г. имеет характер увеличения крутизны спада огибающих.

Следует еще отметить, что попытка выявить временные вариации разностей логарифмов амплитуд H - и Z -канала («эффект Меламуда») успеха не имела. Определенный интерес представляет результат осреднения графиков δd_{65} и δd_{235} по четырем станциям (см. рис. 3). Здесь выявились «средние» черты вариаций. Осредненные по четырем станциям графики имеют критический уровень $2\sigma \approx 0,06$, что в сопоставлении с амплитудой вариаций ($>0,1$) не оставляет сомнений в их высокой формальной значимости, хотя отмеченные выше проблемы интерпретации остаются. Тем не менее мы сочли результаты обнадеживающими. Так как использованная методика не позволяла нам прослеживать временные вариации, в дальнейшей части работы был применен несколько иной подход.

Исследования временного хода коды по индивидуальным характеристикам землетрясений

Выявив факт наличия вариаций коды, мы сочли целесообразным детально проследить их другим, более чувствительным методом. Для этой цели удобно свести результаты обмера записи землетрясения некоторым

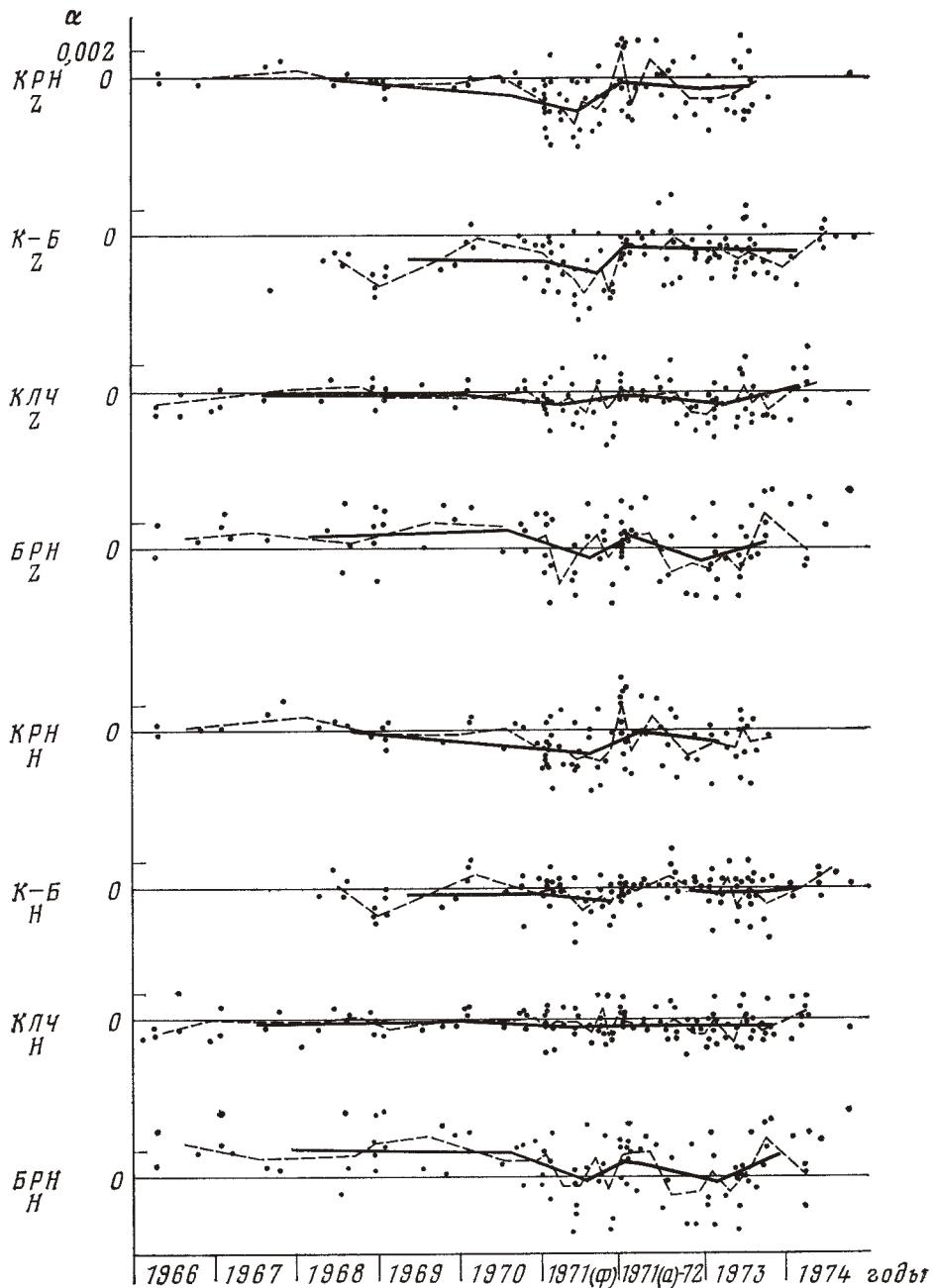


Рис. 4. Зависимость параметров α^z , α^H и $\alpha^{z/H}$ отдельных землетрясений от времени. Отрицательное значение α соответствует более крутым убыванию уровня коды. Ломаные соединяют центры тяжести по неперекрывающимся группам из 4 и 16 точек. Момент землетрясения с $M_{LH}=7,8$ соответствует вертикальному штриху между обозначениями 1971 (ф) и 1971 (а) — 72 на оси времени

каналом к одному числу. При этом применялась следующая процедура. Кривые типа изображенных на рис. 2, *a* за все годы для данной станции и данного канала совмещались, как описано выше, при $t=105$ с и осреднялись (рис. 2, *b*), затем осреднялись среднестанционные кривые. Полученные «эталонные» огибающие для *Z*- и *H*-каналов использовались как «репер» (рис. 2, *c*). Отклонения ломаной для конкретной запи-

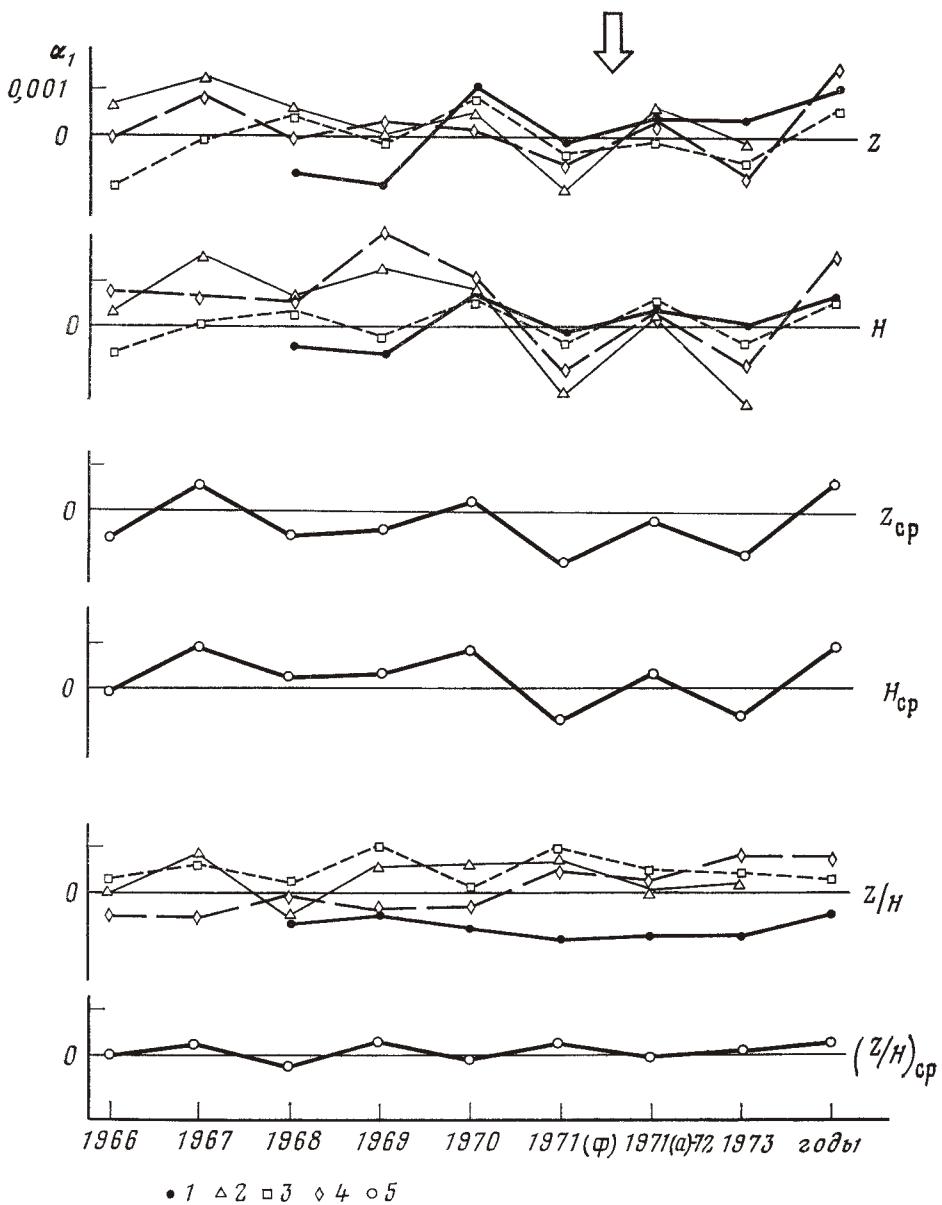


Рис. 5. Ход годовых средних параметров α_1^z , α_1^H и $\alpha_1^{z/H}$ по отдельным станциям и в среднем по станциям: 1 — К-Б; 2 — КРН; 3 — КЛЧ; 4 — БРН; 5 — среднее. Стрелкой показан момент землетрясения с $M_{LH} = 7,8$

си от эталона ($\delta \lg (2A)_i$) вполне отражают ее «индивидуальность» (рис. 2, г). Чтобы компактно охарактеризовать эти отклонения, выполнялась линейная регрессия величин $\delta \lg (2A)_i$ в двух вариантах: на $\lg t_i$ и на t_i . Первый вариант соответствует сплошной прямой, второй — штриховой кривой на рис. 2, г, построенном в билогарифмическом масштабе. Оба варианта регрессии позволяют получить характеристику крутизны огибающей записи. Эти варианты дают весьма сильно коррелированные результаты, и после предварительного анализа мы решили использовать один параметр $\alpha = \partial \lg (2A)/\partial t$. Регрессия проводилась и для разностных кривых (т. е. для $(\lg (2A)^z - \lg (2A)^H)$). Три числа α^H , α^z и $\alpha^{z/H}$, характеризующие конкретное землетрясение, наносились на временную ось (рис. 4). Индивидуальные точки испытывают замет-

ный разброс, на фоне которого заметны вариации среднего уровня. Чтобы выявить их достаточно надежно, проведены ломаные через центры тяжести неперекрывающихся последовательных групп из 4 и 16 точек без какого-либо сглаживания.

Такой метод обработки выявляет наличие четких временных вариаций для величин α^H и α^Z некоторых станций (КРН, БРН, К-Б). Заметных вариаций α^H и α^Z для КЛЧ, а также $\alpha^{Z/H}$ для всех станций не наблюдается. Формальный анализ статистической значимости вариаций не выполнялся, так как проводилась повторная обработка данных, для которых наличие значимых вариаций уже было выявлено другим путем.

Отрицательные аномалии возникали в 1971 г. на трех ближайших к очагу сильного землетрясения станциях, наиболее четко на КРН, несколько слабее — на К-Б и БРН. Заметная аномалия отмечена, кроме того, в 1973 г. по данным БРН и К-Б. Длительность аномалий — порядка года. Наличие или отсутствие возврата аномалии к среднему уровню до сильного землетрясения («бухтообразность») по нашим данным выявить затруднительно. Аномалиям 1971 г. естественно приписать предвестниковый характер. Аномалии 1973 г. в этом случае имеют характер ложной тревоги. Следует также отметить наличие слабо выраженной отрицательной аномалии в 1969 г. перед сильным землетрясением (22.XI.1969 г., $M_{LH}=7,7$) в Беринговом море, которое произошло в 100—150 км к северу от Усть-Камчатска, на записях ближайшей к нему станции К-Б. Графики $\alpha^{Z/H}$ снова иллюстрируют отсутствие «эффекта Меламуда».

Для изучения длиннопериодных тенденций данные, приведенные на рис. 4, были осреднены по годам, а затем из средних каждого года α_{cp} было вычтено среднее по всем годам $\bar{\alpha}_{cp}$. Значения $\alpha_1 = \alpha_{cp} - \bar{\alpha}_{cp}$ приведены на графиках рис. 5. Там же приведены результаты осреднения α_1 по станциям. Обращает на себя внимание долговременное изменение среднего уровня графиков α_1^Z и α_1^H для КРН и БРН, а также практически полная идентичность средних по станциям графиков α_1^Z и α_1^H .

Сравнение рис. 3 и 5 показывает некоторые расхождения в результатах обработки обмеров коды по двум описанным алгоритмам. Пока нет ясности в вопросе, какие именно параметры (α , δd или какой-то иной) наилучшим образом подходят для компактного описания вариаций формы огибающей коды.

Обсуждение

Кода-волны с периодами около 1,5 с, как обычно полагают, (Aki, Chouet, 1975), суть однократно рассеянные поверхностьные волны. При групповой скорости 3 км/с средний радиус эллипса рассеивателей должен быть от 75 км для $t=50$ с до 300 км при $t=200$ с. Эти цифры следует сопоставить с размером очага готовящегося землетрясения — около 100 км. Очевидно, сопоставление зоны аномалий с зоной подготовки землетрясения допустимо.

К сожалению, нет ясности с причинами аномальных вариаций δd и α . Наиболее вероятной причиной, с нашей точки зрения, является изменение $G(t, f)$, связанное с ростом среднего поглощения в среде или с относительным ростом эффективного числа рассеивателей на малых запаздываниях. Не исключено, однако, что основной эффект связан с вариациями средних спектров. В этом случае характер аномалий указывает на относительно более интенсивное излучение высоких частот в аномальный период. Другие причины (вариации механизма и влияние пространственного «блуждания» источника), с нашей точки зрения, мало вероятны.

Условно приписав весь наблюдаемый эффект вариациям поглощения, сделаем простую оценку. Примем (согласно Aki, Chouet, 1975) теорети-

ческую кривую

$$a(t) \sim t^{-0.5} \exp(-\pi f_a t/Q), \quad (30)$$

где f_a — неизменная (условно) средняя частота, Q — добротность. Тогда

$$(\alpha_0 + \alpha) \ln 10 = \partial \ln a(t) / \partial t = -0.5/t - \pi f_a / Q, \quad (31)$$

где α_0 — наклон «реперной» кривой. Отсюда

$$\partial \alpha / \partial Q = \pi f_a / Q^2 \ln 10. \quad (32)$$

При $f_a = 0.8$ Гц, $t = 125$ с, и $Q = 250$ $\partial \alpha / \partial Q = 0.00015$. Наблюдаемым вариациям α порядка 0,008 соответствуют вариации Q около 20%. Фактически причины вариаций могут быть не только (и не столько) в поглощении, а предположение неизменности частоты нарушено, так что полученная оценка является всего лишь грубой характеристикой относительного масштаба вариаций свойств среды и источников.

Выводы

1. Предложена методика детального исследования формы огибающей коды и ее вариаций.

2. Выявлено существование временных вариаций формы огибающих коды близких камчатских землетрясений на записях вертикальных и горизонтальных сейсмографов регионального типа ($T_s = 1,2$ с).

3. Обнаружено увеличение крутизны огибающей коды близких ($\Delta = 100-200$ км) землетрясений, возникающих в течение года перед сильным ($M = 7,8$) землетрясением в зоне его подготовки.

Авторы выражают признательность Т. Г. Раутиан за полезное обсуждение и за указание на T -фазы как на причину специфических аномальных огибающих коды, а также Ю. А. Горицкому за критические замечания.

ЛИТЕРАТУРА

- Большев Л. Н., Смирнов Н. С. Таблицы математической статистики. М., 1968, 476 с.
Гумбель Э. Статистика экстремальных значений. М., «Мир», 1965, 450 с.
Гусев А. А., Зобин В. М., Кондратенко А. М., Шумилова Л. С. Усть-Камчатское землетрясение 15.XII.1971 г.— В кн.: Землетрясение в СССР в 1971 г. М., «Наука», 1975, 172—183.
Копничев Ю. Ф. Сейсмические коды-волны. М., «Наука», 1978, 82 с.
Копничев Ю. Ф., Шпильбер Г. Л. Модель однократного рассеяния сейсмических поверхностных волн для несимметричного источника.— Изв. АН СССР. Сер. Физика Земли, 1979, № 4, с. 102—105.
Мирзоев К. М., Маламуд А. С., Рура Г. М. и др. Поиск пространственно-временных закономерностей изменения параметров, предваряющих сильное землетрясение.— В кн.: Поиск предвестников землетрясений. Ташкент, «Фан», 1976, с. 241—249.
Свешников А. А. Прикладные методы теории случайных функций. М., «Наука», 1968, с. 149.
Феофилактов В. Д., Гордеев Е. И. О стандартизации характеристик региональной сейсмической сети станций и повышении точности наблюдений.— В кн.: Сейсмичность и глубинное строение Сибири и Дальнего Востока. Владивосток, 1976, с. 234—240.
Aki K. Analysis of the seismic coda of local earthquakes as scattered waves.— J. Geophys. Res., 1969, v. 74, p. 615—631.
Aki K., Chouet B. Origin of coda-waves: source, attenuation and scattering effects.— J. Geophys. Res., 1975, v. 80, № 23, p. 3322—3342.
Chouet B. Temporal variation in the attenuation of earthquake coda near Stone Canyon, California.— Geophys. Res. Lett., 1979, v. 6, № 3, p. 143—146.
Chouet B., Aki K., Tsujiiura M. Regional variation of the scaling law of earthquake source spectra.— Bull. Seismol. Soc. Amer., 1978, v. 68, № 1, p. 49—79.
Rautian T. G., Khalturin V. I. The use of the coda for determination of the earthquake source spectrum.— Bull. Seismol. Soc. Amer., 1978, v. 68, № 4, 923—948.