

МНОГОМАСШТАБНОЕ ПОРЯДКОВОЕ ГРУППИРОВАНИЕ В ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ ЗЕМЛИ

© 2005 г. А. А. Гусев

Институт вулканической геологии и геохимии ДВО РАН, г. Петропавловск-Камчатский

Поступила в редакцию 25.05.2004 г.

Временные последовательности землетрясений с исключенными афтершоками нередко обладают свойством группирования, когда на оси времени образуются сгустки событий (кластеры). В отличие от подобного “обычного” группирования изучается особое явление “порядкового группирования”. Это явление может проявляться в любом упорядоченном во времени списке событий различной величины и заключается в тенденции крупнейших событий списка быть в этом списке близкими соседями. Величины временных интервалов между событиями при этом несущественны. Обычное и порядковое группирование – разные явления и, в принципе, могут проявляться независимо. Тенденции группирования обоих родов могут иметь многомасштабный характер. В работе выявлено и охарактеризовано многомасштабное порядковое группирование для мировых каталогов землетрясений 1989–1990 гг. (Абе) и 1977–2000 гг. (Гарвард СМТ).

ВВЕДЕНИЕ

Статистическая структура последовательностей событий во времени – развитая область исследований. Часто оправдано рассмотрение событий как однотипных. В этом случае имеются такие модели, как “чисто случайный” Пуассоновский процесс и его обобщения; процесс восстановления и др. В ряде задач, однако, более адекватными моделями являются процессы с неограниченным последствием и, в частности, многомасштабные, автомодельные процессы – фрактальные и мультифрактальные импульсные шумы. Подход к последовательностям землетрясений как к автомодельным объектам успешно развивается [Прозоров, 1982; Рыкунов и др., 1987; Smalley a.o. 1987; Kagan, Jackson, 1991; Ogata, Abe, 1991; Hirabayashi a.o., 1992; Стаховский, 2000]. В ряде случаев выявлено наличие вариаций плотности потока событий на наборе временных масштабов. На качественном уровне автомодельное поведение проявляется как тенденция к образованию тесных во времени сгустков (групп) событий разнообразных масштабов и к отсутствию выраженной периодичности. Наиболее заметным является возникновение афтершоков и роев землетрясений. Этот род группирования, который проявляется на ограниченных временах, хорошо изучен и находится в стороне от направления данного исследования. Нас интересуют тенденции к “долгосрочному” [Ogata, Abe, 1991; Kagan, Jackson, 1991] группированию, которое проявляется на достаточно больших временах, обычно более полугода. Поэтому мы будем работать с последовательностями (далее – каталогами), в которых исключены афтершоки. Тенденция к долгосрочному группированию для мо-

ментов времени событий (далее называемому “обычным группированием”) уже была обнаружена для ряда наборов данных, и еще одно ее исследование не представляет большого интереса. Наш подход к изучению группирования заключается в совместном анализе времен и сейсмических моментов (“весов”) событий каталога.

Как хорошо известно со времен Гутенберга и Рихтера, распределение землетрясений по энергии или сейсмическому моменту близко к степенному (гиперболическому) с показателем $b = 0.6–0.7$. В этих условиях тектонический вклад нескольких крупнейших событий внутри любого конкретного каталога является преобладающим. В то же время свойства группирования, как его обычно изучали до сих пор, отражали в первую очередь свойства тех событий, число которых преобладает, то есть самых “мелких”, чей вклад в тектонические процессы (и в сейсмическую опасность) относительно невелик. Наш подход явно учитывает вес событий. Интересно также изучить автомодельность во времени для таких объектов, как суммарная сейсмическая мощность или скорость сейсмотектонической деформации. Далее для общности будем говорить о функции продуктивности, подразумевая под ней расход или скорость генерации сейсмического момента, энергии (или в других приложениях массы, объема и т.п.).

Поскольку “обычное” группирование часто имеет место, в отношении конкретного каталога возникают два вопроса: (1) проявляет ли функция продуктивности, описывающая процесс, свойства автомодельного поведения; и (2) если да, является ли это автомодельное поведение простым следствием “обычного” группирования единичных то-

чек-событий, или же оно имеет более общий характер. Конкретно вторая альтернатива реализуется как возможность возникновения особого явления “порядкового группирования”. Это явление может иметь место в дополнение к уже описанному “обычному” группированию, но может иметь и самостоятельный характер. Порядковое группирование может проявляться в любом упорядоченном во времени списке событий различной величины и заключается в тенденции крупнейший событий списка быть в этом списке близкими соседями. Обычное и порядковое группирование – качественно разные явления, и ниже будут развиты средства их параметризации по отдельности. Надо отметить, что Стаховский [2000] успешно применил мультифрактальный подход к анализу функции продуктивности для сейсмической энергии; он, однако, работал не с каталогом, а с дискретным временным рядом данных, просуммированных по малым временным окнам, и не разделял вклады обычного и порядкового группирования.

Впервые порядковое группирование землетрясений обнаружили Огата и Абе [Ogata, Abe, 1991] в упорядоченных по времени списках магнитуд мирового и японского каталогов землетрясений. Эти списки обрабатывали как временные ряды с постоянным шагом (как если бы номер в списке являлся временем события). Было обнаружено, что полученные “временные ряды” обладают автомодельной структурой. Результат Огаты и Абе в их статье подан как побочный, он не вызвал никакого резонанса и пока остается единственным в сейсмологии. Порядковое группирование в последовательности извержений вулканов было обнаружено Гусевым и др. [2003].

В настоящей работе явление порядкового группирования исследуется для двух мировых каталогов – Абе и Гарвардского, с использованием физической величины – сейсмического момента M_0 – как веса события. Для каталога Абе за 1900–1989 гг. значения M_0 оценены в основном косвенным путем. Гарвардский каталог СМТ за 1977–2001 изначально включает значения M_0 .

Для выполнения данной задачи необходимо научиться (1) проверять наличие и (2) измерять характеристики автомодельного поведения функций продуктивности, чему посвящена вводная часть работы. Для характеристики такого поведения по наблюдениям ограниченного объема мы будем использовать корреляционную размерности D_c . Поясним, что $D_c \equiv D_2$ – обобщенная фрактальная размерность D_q при $q = 2$ для гипотетической мультифрактальной меры, определяющей временную структуру функции продуктивности.

МЕТОДИКА АНАЛИЗА АВТОМОДЕЛЬНОГО ГРУППИРОВАНИЯ В ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЯХ СОБЫТИЙ РАЗНОЙ ВЕЛИЧИНЫ

Исходная модель данных

Наше исходное предположение заключается в том, что идеализированный каталог землетрясений можно рассматривать как объект, порожденный следующей цепочкой операций:

(1) На отрезке $(0, T)$ оси времени t задаются реализации двух случайных мультифрактальных мер $X(t)$ и $Y(t)$. Эти меры, вообще говоря, статистически зависимы.

(2) На $(0, T)$ порождается реализация обобщенного пуассоновского процесса с плотностью $X(t)$, состоящая из N точек. Точки $\{t_i; 1, 2, \dots, N\}$ определяют моменты (даты) событий каталога.

(3) Отрезок $(0, T)$ делится на N малых отрезков, каждый из которых содержит одну точку-событие. Пусть, например, для определенности, i -тому событию приписывается полуинтервал $(t_{i-1}, t_i]$.

(4) Мера $Y(t)$ интегрируется по каждому из малых отрезков, и результат приписывается соответствующей точке-событию как его вес.

Содержательно в данной схеме, назовем ее “Схема А”, $X(t)$ задает мгновенную плотность потока событий, а $Y(t)$ – продуктивность, то есть в случае землетрясений скорость порождения сейсмического момента. При $X(t) = \text{const}$ времена событий образуют пуассоновский процесс. При этом мера $Y(t)$ интегрируется по малым отрезкам, распределение длин которых имеет конечную дисперсию, в то время как распределение сейсмических моментов – гиперболическое, с показателем степени порядка -0.65 . Мы не смогли сконструировать простую модель для $Y(t)$, в которой возникало бы гиперболическое распределение весов, ни для общего случая, ни для случая нулевой гипотезы отсутствия зависимости между весами соседних точек. Поэтому, хотя данная схема физически довольно прозрачна, ее прямое применение для анализа данных встречает затруднения. Тем не менее данную схему можно проверять косвенным образом – изучая ее следствия.

Рассмотрим в этих условиях еще и другую схему структуры данных (Схема Б). Сохраним $X(t)$ как случайную мультифрактальную плотность, порождающую набор моментов времени $\{t_i; i = 1, 2, \dots, N\}$, а веса для каждого из N событий зададим по следующей схеме:

(1) порождается набор Γ из N независимых случайных величин, распределенных по степенному закону (Гутенберга-Рихтера);

(2) набор перенумеровывается некоторым систематическим образом так, чтобы породить положительную корреляцию между весами соседних точек (с номерами i и $i + k$); при этом корреляция, как

функция k , является медленно убывающей функцией, например, степенной. (Технически такую перетасовку нетрудно выполнить, например, создав реализацию Φ коррелированного дискретного гауссового случайного процесса длиной N отсчетов, а затем подставив на место каждого из N отсчетов в Φ “соответствующий” отсчет из Γ . “Соответствие” здесь означает, что заменяемый отсчет (в Φ) и заменяющий отсчет (из Γ) имеют идентичные номера в своих вариационных рядах, то есть в упорядоченных по нарастанию веса перестановках наборов Φ и Γ . Если функцию корреляции для Φ выбрать гиперболической, порожденный процесс будет многомасштабным и близким к автомодельному; однако ожидать от него собственно мультифрактального поведения нет оснований.)

Схема Б – весьма искусственная, и поэтому менее привлекательна, зато анализ данных на ее основе можно вести прямым путем; это и выполнялось в [Ogata, Abe, 1991]. Сразу отметим, что для обеих схем А и Б основа анализа – это оценка показателя степени в корреляционной функции (или в спектре). Когда исходный объект трактуется как мультифрактал, этот показатель является корреляционной размерностью. Мы будем употреблять этот термин при описании обработки данных, хотя и не доказываем наличия у них именно мультифрактальных свойств.

Прямое оценивание корреляционной размерности

Для выявления автомодельного группирования в последовательностях событий разной величины мы используем параллельно два подхода, каждый из которых в идеальном случае мультифрактального объекта дает один и тот же параметр – корреляционную размерность. Для подобного объекта, состоящего из точек (единичного веса), корреляционная размерность, как известно, может быть определена (см., напр. [Божокин, Паршин, 2001], далее БП01) на основе парного корреляционного интеграла:

$$C(d) = (1/N_p)N(d_{ij} < d), \quad (1)$$

где N_p – число пар точек на оси времен с номерами $1, 2, \dots, i, \dots, j, \dots, n$ ($N_p = n(n-1)/2$), $d_{ij} = t_j - t_i$ – интервал времени между компонентами пары с номерами i и j , и $N(d_{ij} < d)$ – число пар со значением $d_{ij} < d$. Формула (1) – стандартная в данной области, но при обработке данных из ограниченного интервала времени (длительностью T_0) она дает смещенную оценку, как обычно при оценке корреляционной функции. Нетрудно получить для

данного случая корректирующую поправку; несмещенная оценка имеет вид:

$$C(d) = \frac{N(d_{ij} < d)}{N_p(1 - d/2T_0)}. \quad (2)$$

Оценки (1) и (2) по наблюдениям могут быть прямо выведены из “наблюденной функции продуктивности”, которая в данном случае имеет вид:

$$p(t) = \sum_{i=1}^n V_i \delta(t - t_i), \quad (3)$$

где V_i – масса точки номер i . Временно положим все $V_i = 1$ и обозначим такой вариант функции $p(t)$ через $p_1(t)$. Поясним, что операция сглаживания с окном ширины T превращает $p(t)$ в эмпирическую оценку продуктивности “с разрешением T ”, в то время как мгновенное значение продуктивности определить нельзя. Подобным же образом при сглаживании $p_1(t)$ получаем эмпирическую оценку плотности потока событий. Обычная оценка второго смешанного корреляционного момента от функции $p_1(t)$ имеет вид

$$B_1(d) = \frac{1}{T} \int_0^T p_1(t)p_1(t+d)dt, \quad (4)$$

а интеграл $\int_0^d B_1(x) dx$ идентичен с $N(d_{ij} < d)$. Это представление позволяет легко понять обобщение (2) для случая точек с различными массами V_i . Вместо накопленного числа пар $N(d < d_{ij})$ возникает накопленная сумма весов пар $W(d < d_{ij})$, причем вклад в $W(d < d_{ij})$ от пары событий с номерами (i, j) равен произведению их масс $V_i V_j = w(d_{ij})$. Теперь обобщенный аналог формулы (2) – оценка корреляционного интеграла с учетом масс – приобретает окончательный вид:

$$C_w(d) = \left(\frac{1}{1 - d/2T} \right) \frac{W(d_{ij} < d)}{W(\text{все } d_{ij})} = \left(\frac{1}{1 - d/2T} \right) \frac{\sum_{d_{ij} < d} w(d_{ij})}{\sum_{\text{все } d_{ij}} w(d_{ij})}. \quad (5)$$

В случае автомодельного (масштабно-инвариантного) поведения функции продуктивности $C(d)$ и $C_w(d)$ обязаны быть степенными функциями. Оказывается (БП01), что в рассматриваемом одномерном случае

$$C(d) \sim d^{D_c}, \quad (6)$$

где D_c – корреляционная размерность. Значение D_c , характеризующее $C_w(d)$, будем обозначать

D_{sw} . Для оценки D_c по наблюдениям можно взять логарифм от обеих частей (6) и для полученного линейного соотношения

$$\lg C(d) = \text{const} + D_c \lg f \quad (6a)$$

выполнить, например, линейную регрессию. При этом удобно представлять $C(d)$ не всеми своими отсчетами, а отбирать из них небольшой набор значений (7–20), соответствующих набору значений d с постоянным или примерно постоянным шагом по логарифмической шкале. Оправдания следующие: (1) отбираются точки, корреляция между которыми не слишком велика, и (2) разные масштабы представлены с одинаковым весом, хотя и неравноточными отсчетами. Мы будем следовать этой традиции и использовать шаг порядка $1/2$ – $1/3$ октавы (0.1–0.15 ед. десятичного логарифма).

Оценка корреляционной размерности через спектр мощности

Другой путь определения корреляционной размерности – через преобразование Фурье от $B(d)$, которое представляет собой оценку спектра мощности функции продуктивности $p(t)$ [Pisarenko, Pisarenko, 1991]. Этот спектр $B(f)$, в случае автомодельной структуры $p(t)$, также обязан быть степенной функцией, причем (БП01)

$$B(f) \sim f^{D_c - 1}. \quad (7)$$

Для оценки D_c на основе (7) по наблюдениям полезно проинтегрировать спектр мощности (по аналогии с (4)); при этом преодолевается проблема несостоятельности точечных оценок спектра [Pisarenko, Pisarenko, 1991]. Мы будем далее исходить из соотношения

$$U(f) = \int_0^f B(f') df' \sim f^{D_c}. \quad (8)$$

Обработка данных для этого случая вполне аналогична случаю $C(d)$ (формулы 6 и 6a) и выполняется на основе формулы:

$$\lg U(f) = \text{const} + D_c \lg f. \quad (8a)$$

Отметим, что для пограничного не автомодельного случая пуассоновского процесса, когда $D_c = 1$, имеем $C(d) \sim d$, $B(d)$ и $|B(f)|$ – белые шумы и $U(f) \sim f$. Если же $D_c < 1$, то (6) представляет собой спектр фликкер-шума. Для упрощения обозначений оценки D_c и D_{sw} по спектру далее обозначаются D_s и D_{sw} .

Реальные данные нередко выглядят более сложно, чем следует из описанных представлений. Для дальнейшего наиболее важен случай, когда на в основном автомодельное группирование накладывается тенденция к периодичности событий. В силу интегральной природы функций

$C(d)$ и $U(f)$ наличие одного или нескольких выбросов в спектре и/или на кривой автокорреляции приведет к искажению их гипотетической степенной структуры. В простейшем случае единственного характерного периода T^* можно надеяться на не слишком искаженную оценку D_c по $U(f)$ по частотам ниже $1/T^*$ и по $C(d)$ по запаздываниям d не выше $(0.5-0.8)T^*$.

Проверка значимости автомодельного группирования и точность оценки параметра D_c

Данный вопрос, на первый взгляд, не должен вызывать затруднений, так как оценка параметра D_c на основе (6) и (8) – это линейная регрессия, а проверка значимости для группирования сводится к проверке того, покрывает ли доверительный интервал для полученной оценки D_c значение $D_c = 1$. Фактически ситуация обстоит сложнее. Обсудим конкретно случай формулы (6a). Как отмечалось, для построения регрессионной прямой задается набор аргументов d_k и отбираются значения $C(d_k) \equiv C_k$, причем значения C_k коррелированы и неравноточны. К тому же при фактических ограниченных объемах данных пары (C_k, d_k) имеют искажения типа эффектов малой выборки, что затрудняет оценки, особенно при D_c , близком к единице. В этих условиях получить убедительные оценки значимости трудно.

Поэтому мы проводим проверку значимости иначе – методом Монте-Карло. Мы будем сравнивать результаты анализа наблюдаемого каталога со множеством результатов анализа для серии его рандомизованных аналогов (“суррогатных данных”); эти аналоги, лишенные временной структуры, будем называть “псевдокаталогами”. Информация о временной структуре лежит как в наборе значений времен событий t , так и в упорядоченной последовательности их значений M_0 . Наблюдения могут отличаться от бесструктурных суррогатных данных в любом из этих двух планов. А именно, во-первых, наблюдаемые времена могут быть не пуассоновскими, а иметь тенденцию к формированию групп, кластеров, что мы называем “обычным группированием”. Во-вторых, наблюдаемая последовательность значений M_0 может отличаться от случайной перетасовки таких значений, образуя группы больших событий; такое поведение мы называем “порядковым группированием”. Поэтому для построения каждого псевдокаталога нужно провести две рандомизации. В первой из рандомизаций (по времени, далее обозначается индексом RT) разрушается обычное группирование: наблюдаемый набор времен t_i заменяется на смоделированный набор времен, соответствующий одной реализации пуассоновской последовательности с той же длительностью T_0 , в то время как набор значений масс не изменяется. Во второй рандомизации (по порядку, далее обо-

значается RO) разрушается порядковое группирование: значения масс случайно перетасовываются среди n событий, а n значений времен сохраняются. Для проверки простейшей гипотезы “ $D_{cw} < 1$ ” при построении каждого псевдокаталога нужно провести обе рандомизации (в любом порядке). Будем пока исходить из этой схемы и обсудим только оценку D_{cw} (рассуждения для D_{cw} , а также для D_c и D_s идентичны).

Создадим достаточное число $N = 500-5000$ псевдокаталогов, рассчитаем N оценок $D_{cw} = B_{cs}^{(cyp)}$ и построим для них эмпирическую функцию распределения. Эту функцию можно отнести к случаю нулевой гипотезы “истинное $D_{cw} = 0$ ” и на ее основе непосредственно определить уровень значимости для конкретного значения $D_{cw} = D_{cw}^{(H)}$, полученного по наблюдениям. Пусть среди N_{MC} псевдокаталогов, в N_Q случаях получили оценку $D_{cw}^{(cyp)} < D_{cw}^{(H)}$, тогда прямая оценка уровня значимости равна $Q = N_Q/N_{MC}$. При этом, при малых Q , относительная точность (коэффициент вариации) при определении Q методом Монте-Карло близка к $\delta Q_{MC} = N_Q^{-0.5}$. Значение N_{MC} подбирается достаточно большим для того, чтобы точность определения Q методом Монте-Карло была приемлемой, обычно не хуже 10%. Для полной гарантии всегда используется модифицированное значение уровня значимости $Q_{mod} = Q_{MC}(1 - N_Q^{-0.5})$, близкое к верхнему 84% доверительному уровню для Q . На последнем шаге полученная оценка уровня значимости округляется вверх.

Эмпирическая оценка дисперсии $\sigma_0^2(D_{cw}^{(cyp)})$ по псевдокаталогам для случая нулевой гипотезы дает приемлемую (возможно, несколько завышенную) оценку погрешности для значений $D_{cw}^{(H)}$. Наконец, полезно учитывать среднее значение $\overline{D_{cw}^{(cyp)}}$ из оценок $D_{cw}^{(cyp)}$. В идеальном случае оно должно быть равным единице. В последовательностях достаточно большого объема значения $\overline{D_{cw}^{(cyp)}}$ действительно оказывается близким к единице. Но при $n < 1000$ и тем более при $n = 25-100$ возникают существенные систематические искажения оценок, причина которых в малом объеме выборки. Определенную роль играет также и “тяжелохвостость” распределения M_0 . Влияние этих искажений на оценку по наблюдениям удастся в первом приближении скомпенсировать, используя отклонение $\overline{D_{cw}^{(cyp)}}$ от единицы как поправку к прямой оценке D_{cw} по наблюдаемому каталогу, выше обозначенной $D_{cw}^{(H)}$.

Таким образом, далее в качестве наблюдаемых параметров используются подправленные величины

$$D_{cw}^{(n)} = D_{cw}^{(H)} + (1 - \overline{D_{cw}^{(cyp)}}). \quad (9)$$

Далее мы не будем иметь дела с результатами по индивидуальным псевдокаталогам, и для уменьшения громоздкости записи $D_{cw}^{(cyp)}$ будет означать среднее по вседокаталогам.

Выявление роли двух видов группирования

Чтобы получить минимальное представление о причинах наблюдаемого автомодельного поведения функции продуктивности, желательно иметь возможность изучать вклады каждого из двух видов группирования по отдельности. Один из подходов к этой задаче опирается на представление о данных на основе описанной выше Схемы А. Он заключается в том, чтобы сопоставлять оценки D_{cw} для функции продуктивности, полученные по наблюдениям и по частично рандомизованным случайным каталогам. Так, чтобы проверить значимость обычного группирования, можно выполнить только рандомизацию RT, а затем действовать как в предыдущем разделе. А именно, надо сравнить оценку $D_{cw}^{(H)}$ по наблюдениям с оценкой $D_{cw(RT)}^{(cyp)}$, полученной как среднее из набора оценок по множеству рандомизованных только по схеме RT-псевдокаталогов. Уровень значимости для гипотезы “ $D_{cw}^{(H)} < D_{cw(RT)}^{(cyp)}$ ” получается как доля в упомянутом наборе таких оценок, которые меньше, чем $D_{cw}^{(H)}$.

Помимо уровня значимости, для общей ориентировки полезно получить оценку вклада обычного группирования в “общий результат” D_{cw} , как

$$D_{cw(RT)} = 1 - (D_{cw(RT)}^{(cyp)} - D_{cw}^{(H)}). \quad (10)$$

Легко видеть, что предлагаемая оценка качественно приемлема. При отсутствии обычного группирования $D_{cw(RT)}^{(cyp)} \approx D_{cw}^{(H)}$ (рандомизация RT, изменяя времена, но сохраняя порядок, в среднем ничего не меняет) и $D_{cw(RT)} \approx 1$, что следует считать как “вклад обычного группирования в автомодельное поведение функции продуктивности отсутствует”. При отсутствии порядкового группирования $D_{cw(RT)}^{(cyp)} \approx 1$ (рандомизация RT полностью разрушает временную и, следовательно, всякую структуру) и $D_{cw(RT)} \approx D_{cw}^{(H)}$, что следует читать как “вклад обычного группирования в автомодельное поведение функции продуктивности полностью доминирует”. Наконец, удобно, что проверка понятной гипотезы “ $D_{cw(RT)} < 1$ ” оказывается в точнос-

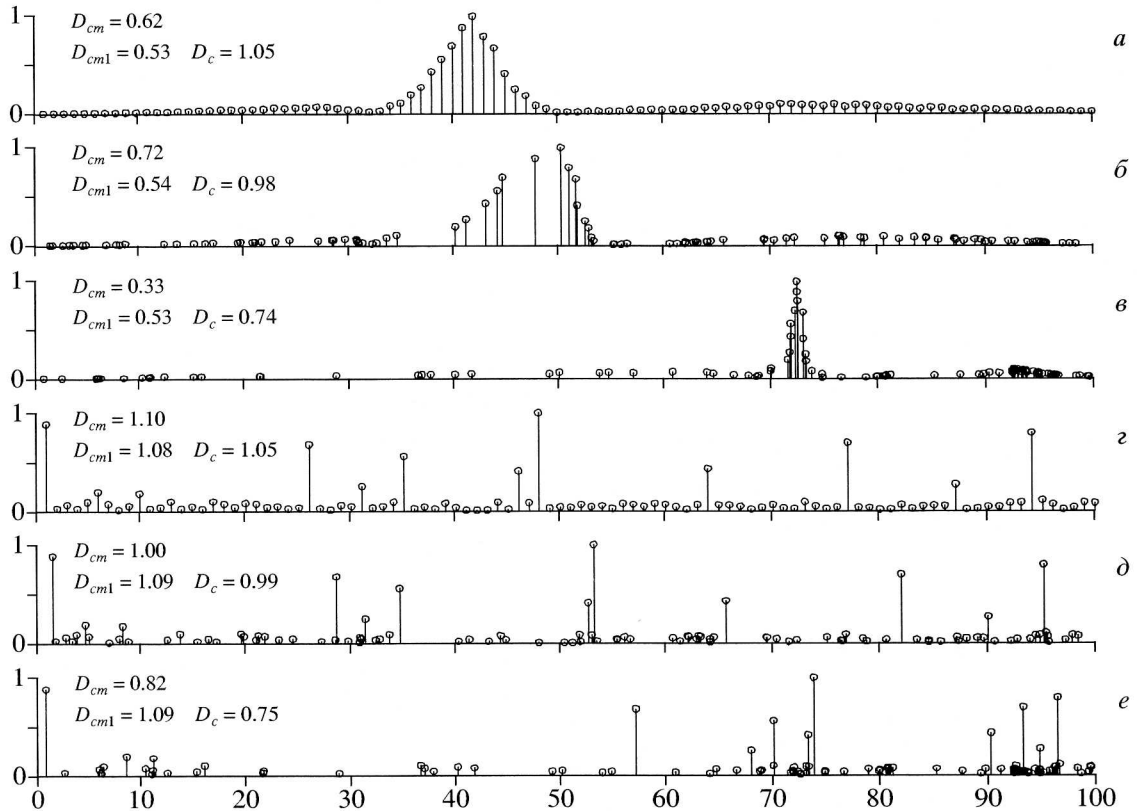


Рис. 1. Искусственные примеры коротких ($N = 100$) последовательностей точек разного веса с различными свойствами группирования: *a* – порядковое группирование для весов, постоянный шаг ($=1$) по t ; *б* – порядковое группирование для весов, пуассоновская последовательность по t ; *в* – порядковое группирование для весов, обычное группирование по t ; *г*, *д* и *е* – как в *a*, *б* и *в*, но порядковое группирование разрушено перетасовкой номеров точек. Курсивом набраны значения параметров, статистически неотличимые от единицы.

ти эквивалентной проверке труднее воспринимаемой гипотезы “ $D_{cw}^{(H)} < D_{cw(RT)}^{(supp)}$ ”, которая обсуждалась в предыдущем абзаце. Вполне аналогично, используя отдельно рандомизацию RO , оценивается значимость присутствия порядкового группирования и строится параметр $D_{cw(RO)}$, отражающий в изолированном виде его вклад в $D_{cw}^{(H)}$.

Другой подход к выявлению по отдельности ролей обычного и порядкового группирования опирается на представление о данных на основе Схемы Б. В этом случае, следуя Огата и Абе, для проверки наличия порядкового группирования можно искусственно положить равными интервалы времени между событиями. В этом случае как для реального каталога, так и для псевдокаталога оценка D_{cw} выполняется по данным с модифицированной временной шкалой. Она формируется путем замены реальных или модельных дат на последовательность дат с постоянным шагом по времени, с сохранением общей длительности T_0 . Аргумент подобным образом сконструированного временного ряда – модифицированное время – будем обозначать t^* , а соответствующую частоту – f^* .

При таком подходе оценки D_{cw} и D_{sw} , далее обозначаемые D_{cw1} и D_{sw1} , приобретают новый, нестандартный смысл и, что главное, становятся независимыми от фактического набора точных дат событий. В результате возникает “чистая” мера степени порядкового группирования. При оценке D_{sw1} по спектру использовали дискретное преобразование Фурье по n точкам. Роль же обычного группирования при таком подходе определяется традиционно – по оценкам D_c и D_s , полученным с единичными весами точек-событий. Подчеркнем, что оценки D_{cw} и D_c независимы, равно как и пара D_{sw1} и D_s .

Итак, для каждого каталога мы можем изучать пять оценок автомобильного поведения: “суммарную” оценку D_{cw} , отражающую автомобильное поведение функции продуктивности “в целом”, оценки $D_{cw(RO)}$ и D_{cw1} , отражающие только порядковое группирование, и оценки $D_{cw(RT)}$ и D_c , отражающие только обычное группирование. Внутри каждой из двух пар оценки, безусловно, не являются независимыми, но их параллельное рассмотрение может быть полезно. И имеется

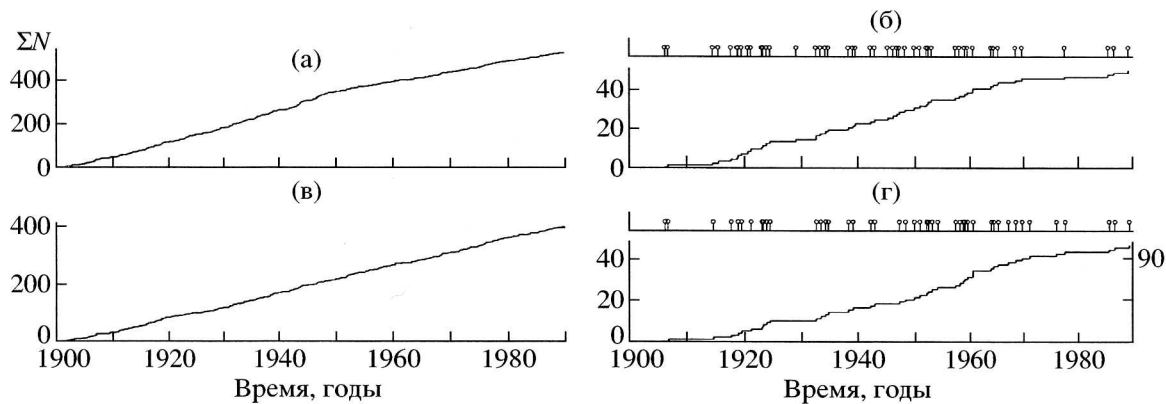


Рис. 2. Временной ход накопленного числа землетрясений по каталогу Абе в исходном варианте (а), (б) и с поправками по ПС92 (в), (г). Над графиками (б) и (г) даны последовательности тех же событий во времени. Нижний порог магнитуды M_s и число событий n следующие: (а) – 7.2 ($n = 535$); (б) – 8.0 ($n = 50$); (в) – 7.2 ($n = 402$); (г) – 7.9 ($n = 47$). Поправки выравнивают временной ход на уровне $M_s = 7.2-7.5$, однако на уровне $M_s = 7.9-8$ главные черты нестационарности (повышенная плотность в 1915–1924 гг. и в 1932–1969 гг.) сохраняются неизменными.

еще пять аналогичных спектральных оценок: D_{sw} , $D_{sw(RO)}$, D_{sw1} , $D_{sw(RT)}$ и D_s .

Для иллюстрации понятия порядкового группирования на рис. 1 приведена серия искусственных последовательностей с разными свойствами группирования. На графиках *1abв* использована одна и та же последовательность с искусственно созданным порядковым группированием: большие события являются соседями. Чтобы создать графически ясную корреляцию соседних значений, мы используем при порождении весов гладкую функцию и не стремимся создавать автономную последовательность. Параметры D_{cw1} , D_{cw1} и D_c , таким образом, привлекаются здесь лишь для иллюстрации их способности характеризовать наличие группирования разных типов, безотносительно к свойству автономности. Временная структура графиков *1abв* различна: постоянный шаг в *а*, пуассоновская последовательность в *б* и последовательность с “обычным” группированием (в которой ясно видны плотные сгустки-кластеры) в *в*. Во всех трех случаях параметр D_{cw1} (его точность около ± 0.5) существенно ниже единицы, указывая на порядковое группирование. На аналогичных графиках *1гдe* – те же самые три набора времен и тот же самый набор весов событий; но эти веса здесь перетасованы в случайном порядке. Теперь свойство “соседства больших событий” разрушено, и D_{cw1} близок к единице. Для графиков *1в* и *1e* параметр D_c (его точность около ± 0.02) существенно меньше единицы, как и следует при наличии обычного группирования; в то же время для графиков *1абгд* картина противоположная: кластеров нет, $D_c \approx 1$. (Кажущиеся вариации плотности событий во времени на рис. *1бд* статистически незначимы, о чем прямо говорит значение $D_c \approx 1$.) Значения параметра D_{cw} (его точность около ± 0.07) четко отража-

ют отсутствие или наличие группирования любого из видов, достигая особо низкого значения в случае *1в*, когда оба вида присутствуют совместно.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Мы использовали два мировых каталога землетрясений: каталог Абе [Abe, 1981; Abe, 1984; Abe&Noguchi, 1983a; b] для периода 1900–1989 гг. (только мелкофокусные землетрясения); и Гарвардский каталог за 1977–2001 гг. Исходный вид каталога Абе был взят по компиляции [Pacheco, Sykes, 1992, далее ПС92]. Важно, что Пачеко и Сайкс, следуя работе [Perez, Scholz, 1984] “исправили” значения M_s , по Абе, исходя из спорной априорной идеи, что годовое число землетрясений выше определенного магнитудного порога обязано быть стабильным. По мнению авторов этих двух работ, вариации годового числа событий в каталоге Абе имеют фиктивный характер, отражая некие систематические ошибки, которые, якобы, согласованным образом менялись для большинства сейсмических станций мира. На рис. 2 приведены графики накопленного числа событий с $M_s > 7.2$ для оригинального каталога Абе (а) и после внесения поправок из ПС92 (в). Видно, что, снизив значения M_s на 0.1 в 1900–1915 гг. и на 0.2 в 1915–1948 гг., в ПС92 действительно выровняли ход годового числа событий на уровне $M_s = 7.2-7.5$, “выправив” провал в плотности событий в 1949–1966 и особенно в 1970–1989 гг., а также менее резкий провал в 1900–1915 гг. Но если поднять магнитудный порог до $M_s = 7.9-8.0$, то из рис. 2б, 2г видно, что те же самые провалы воспроизводятся и после “исправлений” по ПС92. Этот факт говорит о том, что вариации плотности потока событий в данных Абе отнюдь не являются артефактом. При составлении рабочего каталога поправки

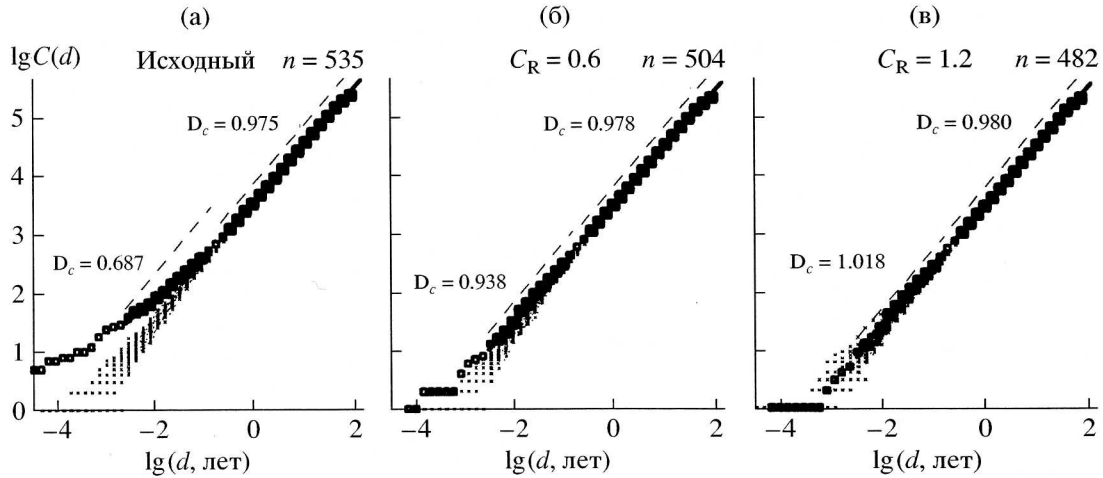


Рис. 3. Влияние исключения афтершоков на кривую корреляционного интеграла для плотности потока событий по данным каталога Абе: (а) – афтершоки не исключались; (б), (в) – афтершоки исключались при $C_R = 0.6$ и 1.2 . Для оценки D_c здесь и далее из эмпирической зависимости $\lg C(\lg d)$ выбраны дискретные точки с шагом 0.15 по шкале $\lg d$. Точки, включенные в регрессию, изображены крупными, а не включенные – мелкими квадратиками. Прямая регрессии – жирная линия, штриховая линия с наклоном единица дана для ориентировки. Мелкие значки – кривые корреляционного интеграла для первых 25 суррогатных последовательностей, они показывают внутренний разброс вариантов эмпирических кривых $\lg C_w(\lg d)$ и наглядно иллюстрируют отклонения такой кривой, построенной для наблюдений, от множества кривых для вариантов суррогатных данных.

ПС92 были поэтому отброшены. Нижний порог магнитуды взят $M_s = 7.2$.

Каталог Абе составлен в единицах магнитуды M_s , в то время как для наших целей предпочтительно было иметь каталог в единицах сейсмического момента M_0 . Для основной массы событий значения M_0 оценены пересчетом из M_s по корреляционной формуле [Ekstrom&Dziewonski, 1988]:

$$\log M_0 [\text{дин см}] = 1.5 M_s + 16.14. \quad (11)$$

Использование такого подхода нежелательно при $M_s > 8.2$, когда он становится неточным. Поэтому мы воспользовались сводкой [Fujita, 2001], где для многих из крупных событий приведены опубликованные значения сейсмического момента M_0 . В отдельных случаях подобные оценки заимствованы из ПС92. Для определения моментной магнитуды использовали формулу Канамори: $M_w = (2/3) \log M_0 - 10.7$.

Полученный каталог содержал $n = 536$ событий. Каталог затем очищали от роев и афтершоков (алгоритм см. Приложение). На рис. 3 построены эмпирические зависимости $\lg C(\lg d)$ для исходного и очищенного каталогов, для последнего в двух вариантах: “мягкого” ($C_R = 0.5$) и “жесткого” ($C_R = 1.2$) исключения афтершоков. Зависимость (ба), построенная для диапазона $d = 0.5\text{--}90$ лет, дает в каждом случае оценку наклона D_c , близкую к 0.98 . Ясно, что при таком выборе диапазона влияние афтершоков относительно невелико. С другой стороны, оценки D_c для диапазона $d = 0.003\text{--}0.1$ года существенно варьируют.

Без исключения афтершоков получили для диапазона $d = 0.003\text{--}0.1$ года оценку $D_c = 0.67$. Эта любозпытная оценка, однако, не имеет четкого смысла, так как график $\lg C(\lg d)$ имеет выраженную кривизну. В области $0.1\text{--}0.5$ года ветви для малых и больших запаздываний плавно сочленяются. На рис. 3а наглядно видно существование двух качественно различных явлений группирования – “афтершокового” и “долговременного”. При этом надо подчеркнуть, что хотя значение D_c в области $d = 0.5\text{--}90$ лет численно и близко к единице, оно с высокой значимостью ниже единицы (уровень значимости значительно ниже 0.01%).

Для вариантов каталога с исключенными афтершоками оценки D_c диапазона $d = 0.003\text{--}0.1$ года ближе к единице и даже (при $C_R = 1.2$) превышают ее. Различие оценок явно связано со степенью жесткости чистки афтершоков. Вообще, следует иметь в виду, что чистка афтершоков отнюдь не является строгой операцией, и выбор степени жесткости чистки позволяет лишь регулировать соотношение ошибок чистки двух типов (1) “пропуск реального афтершока” и (2) “ошибочное исключение не-афтершока” [Гусев, 1971]. Для целей нашей работы важно то, что остаточные афтершоки порождают искажения типа завышения степени группирования, в то время как исключение некоторого числа не-афтершоков приведет к недооценке группирования и тем самым в худшем случае к нулевым результатам работы. Понятно, что в этих условиях безопаснее “перечистить”, чем “недоочистить”. Формальная

оценка $D_c > 1$ для диапазона $d = 0.003\text{--}0.1$ года при $C_R = 1.2$ говорит о том, что чистка афтершоков с $C_R = 1.2$ достаточно жесткая: группирование в каталоге нет, и афтершоки подавлены “с запасом”. Поэтому далее использовали лишь каталоги с исключенными афтершоками при $C_R = 1.2$. Для снижения искажений нижнюю границу изучаемого рабочего диапазона запаздываний можно положить равной 0.25 года, так как в пределах ограниченного диапазона 0.25–90 лет, судя по рис. 1в, гипотеза автономности (масштабно-независимого D_c) выглядит разумной. Однако дальнейший анализ вынудил поднять нижнюю границу рабочего диапазона d еще выше.

Калибровка событий каталога Абе не вполне надежна, поэтому был привлечен также Гарвардский каталог. Небольшое перекрытие временных диапазонов Гарвардского каталога и каталога Абе сочли несущественным. Были выбраны события за 1977–2001 г. с $M_w > 6$. Исходный каталог включал 3001 событие; после исключения афтершоков с $C_R = 1.2$ осталось 2572 события. Число остаточных афтершоков значительно ниже, чем для каталога Абе, и наклон кривой зависимости $\lg C(\lg d)$ при малых d заметно выше единицы, что может указывать на эффект типа “мертвого времени” для счетчика Гейгера. Этот факт наводит на мысль о наличии пропусков событий в Гарвардском каталоге за счет “ослепления” гарвардской системы обработки на срок до полусуток после сильного землетрясения. Поскольку Гарвардский каталог приобрел черты “истинного” в мнении ряда сейсмологов, данный вопрос имеет важное значение, позволяя понять уровень его реальной надежности как исходных данных для разнообразных видов анализа. Мы поэтому проверили наше предположение на примере, проанализировав данные за период январь–июнь 1996 г. Всего за полугодие бюллетень МСЦ (ISC, 2001) содержит 52 события с $M_s(\text{ISC}) \geq 6.0$. Из них не имеют $M_w(\text{HRVD})$ – 17, или 33%. Это, конечно, завышенная оценка, так как нередко значения $M_s(\text{ISC})$ недостоверны. Отбросив 13 событий, для которых оценка $M_s(\text{ISC})$ использует малое число (1–5) станций, обнаружим, что среди оставшихся 38 четыре не имеют $M_w(\text{HRVD})$, или около 10%. Это – довольно заметная доля. Далее, из этих четырех два не являются явными афтершоками. Таким образом, надо быть готовым к тому, что оценки по Гарвардскому каталогу могут быть слегка искажены в сторону увеличения оценки D_c и тем самым в сторону занижения значимости эффектов группирования.

ИССЛЕДОВАНИЕ КАТАЛОГА АБЕ

Структура временного хода для каталога Абе хорошо различима на графиках для сокращенно-

го каталога (см. рис. 4). На графиках неформально усматривается выраженное обычное и порядковое группирование. На рис. 5а приводится график $\lg C_w(\lg d)$ для полного каталога. Видно, что график резко отличается от прямолинейного, в целом S-образен и имеет несколько ступеней и площадок. С учетом логарифмического характера графика наиболее существенная ступень – в области $d = 2\text{--}5$ лет. Взгляд на рис. 4 позволяет увидеть одну из вероятных причин аномалии: подавляющая часть сброса сейсмического момента связана со всплеском активности 1950–1965 гг., а события в пределах этого всплеска имеют тенденцию к периодичности, причем как раз с такими периодами. Другой интересной особенностью данных являются провалы в сейсмичности мира после групп и одиночных землетрясений 1906, 1923, 1952 и 1960 гг., также с длительностью порядка 2–5 лет. Оба отмеченных фактора и приводят к формированию больших “случайных” ступеней и площадок на эмпирическом графике $\lg C_w(\lg d)$. Из-за наличия выраженных ступеней уверенный анализ корреляционной размерности по ф-ле (6а) затруднителен. Правда, в интервале $d = 4\text{--}90$ лет имеется линейный участок графика, и для иллюстративных целей мы оценили его наклон, близкий к 0.6. Но это значение нельзя использовать как оценку корреляционной размерности D_{cw} по причинам, обсужденным выше. Тем более, что на графике есть другие примерно прямолинейные участки, с наклоном более единицы. Таким образом, корректно оценить D_{cw} по графику $\lg C_w(\lg d)$ невозможно.

Напротив, участок спектра рис. 5б для периодов более 4 лет, то есть в области частот $f = 0.011\text{--}0.25 \text{ год}^{-1}$, в принципе, вполне пригоден для оценки размерности по ф-ле (8а); к тому же и эмпирический график здесь близок к прямой. Расширить рабочую полосу в сторону высоких частот нельзя, так как вблизи периода 3–4 года на графике интеграла спектра $\lg U(\lg f)$ имеется излом (вероятно, это – проявление той же аномалии, что и на графике $C_w(d)$). Для полосы $f = 0.011\text{--}0.25 \text{ год}^{-1}$ был проведен детальный анализ, отраженный в табл. 1. Сразу отметим первый результат: оценка D_{sw} равна 0.80; при этом неравенство $D_{sw} < 1$ значимо на уровне $Q = 2.5\%$. Это – свидетельство общей справедливости исходной идеи о многомасштабном группировании функции продуктивности для сейсмического момента.

Важно выяснить, связано ли отличие D_{sw} от единицы с порядковым группированием либо оно вполне объясняется обычным долговременным группированием. Для этой цели выше было предложено использовать параметры $D_{cw(\text{RO})}$ и D_{sw1} . Оценка $D_{sw(\text{RO})}$ составила 0.82, и ее отличие от

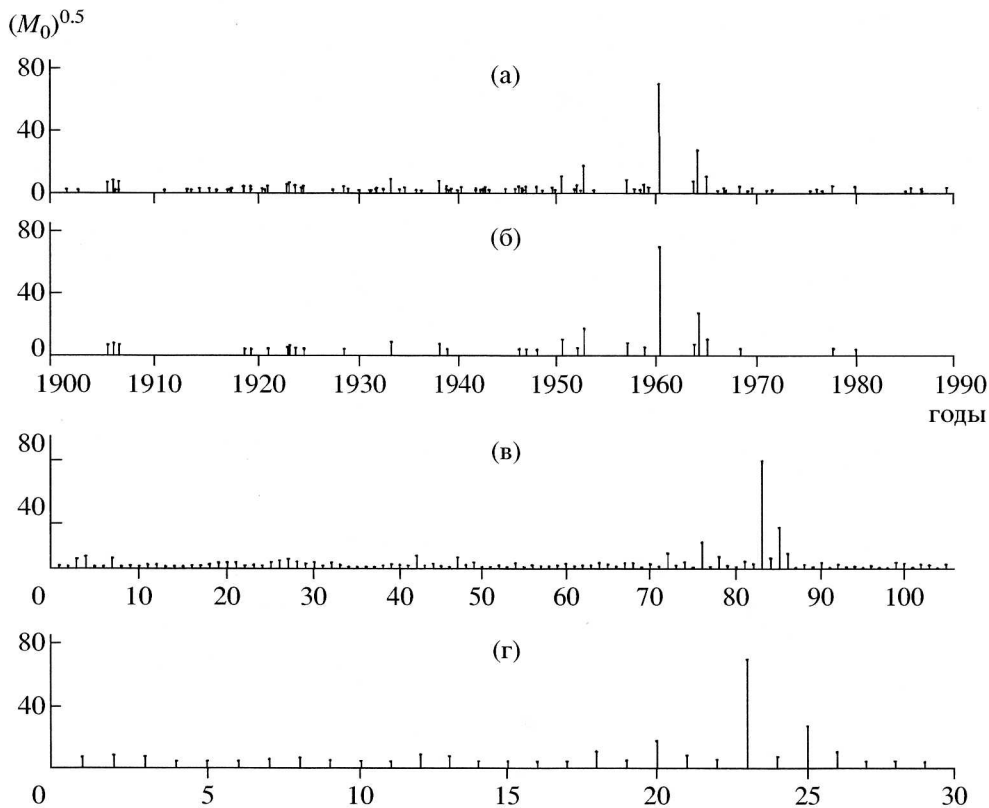


Рис. 4. Последовательность сильнейших землетрясений мира по каталогу Абе в функции времени (а), (б) и порядкового номера (в), (г), для значений нижнего порога магнитуды: $M_w = 7.8$ (а), (в) и $M_w = 8.21$ (б), (г). Размер знака определен значением $M_0^{1/2}$ для графической ясности. Заметны кластеры 1905–1906, 1918–1925, 1950–1952, 1957–1960 и 1963–1965 гг.; а также суперкластер 1950–1965 гг. Выделяются также провалы в сейсмичности: в 1907–1910, 1954–1956 и особенно в 1961–1962 гг. На (а) и (б) четко видно обычное группирование – формирование тесных групп и провалов между ними. На (в) и (г) четко видно порядковое группирование: крупнейшие события тяготеют друг к другу и “плохо перемешиваются” с более слабыми.

единицы значимо на 5% уровне. Параметр D_{sw} определяли в спектральном окне $f = 0.011–0.7 \text{ год}^{-1}$, в пределах которого спектр весьма близок к прямой. (В шкале d^* упомянутая резкая ступенька

графика $C_w(d)$ сохраняется, но “сползает” на точку $d^* = 1.3$ года, так что выбор верхней частоты $f^* = 0.7 \text{ год}^{-1}$ приемлем). В этом случае получили довольно убедительный уровень значимости, по-

Таблица 1. Оценки параметров группирования для вариантов анализа каталога Абе

порог M_w (n)	$D_{sw} \pm \sigma$ Q	$D_{sw(RO)} \pm \sigma$ Q	$D_{sw1} \pm \sigma$ Q	$D_{sw(RT)} \pm \sigma$ Q	$D_s \pm \sigma$ Q
7.2 (482)	0.81 ± 0.10 2.5%	0.82 ± 0.11 5%	0.86 ± 0.06 0.25%	0.90 ± 0.02 <0.1%	$\approx 0.3 \pm 0.4$ 1%
7.8 (105)	0.79 ± 0.09 0.5%	0.82 ± 0.11 5%	0.85 ± 0.05 0.25%	0.91 ± 0.05 5%	$\approx 0.2 \pm 0.5$ 1%
8.21 (29)	0.80 ± 0.09 1%	0.80 ± 0.09 0.5%	0.80 ± 0.08 0.1%	0.95 ± 0.05 15%	0.77 ± 0.5 >20%
7.8 (104*)	0.73 ± 0.3 20%	0.89 ± 0.3 >20%	0.66 ± 0.24 5%	1.06 ± 0.08 –	$\approx 0.2 \pm 0.5$ 1%

Полужирным шрифтом выделены клетки с уровнем значимости 5% и ниже.

* Каталог с исключенным сильнейшим событием 1960 г.

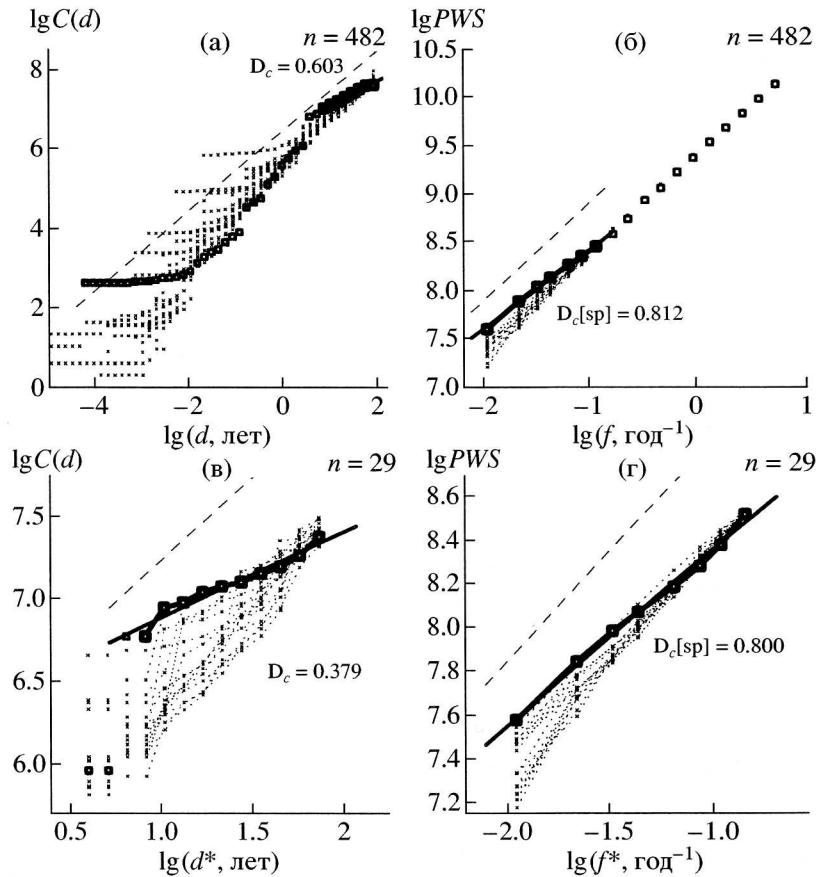


Рис. 5. Корреляционный интеграл $C_w(d)$ (а) и $C_w(d^*)$ (в) и интеграл от спектра мощности $U(f)$ (б) и $U(f^*)$ (г) для функции продуктивности (каталог Абе): (а) и (б) – при $M_w > 7.2$ ($n = 482$), (в) и (г) – при $M_w > 8.21$ ($n = 29$). Для (а) и (б), оценки D_{cw} и D_{sw} получены для запаздываний d и периодов $1/f$ более 4 лет; аналогично, для (в) и (г), оценки D_{cw1} и D_{sw1} получены для запаздываний d^* и периодов $1/f^*$ более 1.3 года. Наклон графика $\lg C_w(\lg d)$ для (а) при $d = 0.01$ –1 года заметно выше единицы, что говорит об отсутствии фрактального поведения в этом диапазоне; поэтому только оценку D_{sw} по спектру (б) следует считать корректной для $n = 482$. Для $n = 29$, оценка D_{sw1} по (г) также корректна, в то время как оценка D_{cw1} по (в) имеет ограниченную надежность. Обозначения см. при рис. 2.

этому кратко проиллюстрируем ход наших расчетов. Прямая оценка наклона по 12 спектральным точкам в интервале 0.011 – 0.7 год $^{-1}$ дала $D_{sw}^{(H)} = 0.865$. Среднее D_{sw1} по 1000 псевдокаталогов равно $D_{sw1}^{(cyp)} = 1.010 \pm 0.056$. Отсюда получили $D_{sw1}^{(n)} = 0.855$. Округленная интервальная оценка составила $D_{sw1} = 0.86 \pm 0.06$. Далее, из 10000 индивидуальных значений $D_{sw1}^{(cyp)}$ по псевдокаталогам, 20 ниже 0.865, что дает исходную оценку $Q = 20/10000 = 0.0020$. С учетом статистической неопределенности получаем $Q_{\text{мод}} = 0.0020 \times (1 + 20^{-0.5}) = 0.00247$. Округляя вверх, получаем окончательную оценку уровня значимости для неравенства $D_{sw1} < 1$, равную $Q = 0.25\%$.

Попутно получили оценки для обычного группирования, приведенные в таблице. Отметим неожиданно малое значение для D_s . Оно отражает

реальную тенденцию, но его точность низка, так как соответствующий участок спектра ощутимо отклоняется от прямой. (Здесь нет противоречия с оценкой $D_c = 0.98$ по рис. 1: теория не гарантирует совпадения оценок размерностей во временной и частотной области для случаев, отличных от чистой, не ограниченной по полосе, автомодельности). В целом можно полагать, что оба типа группирования делают свой вклад в отличие D_{sw} от единицы. Сравнивая оценки $D_{sw(RO)} = 0.82$ и $D_{sw(RT)} = 0.90$ с основной оценкой $D_{sw} = 0.80$, можно сделать вывод, что вклад порядкового группирования более существенный.

Анализ описанного рода был повторен для урезанных вариантов “очищенного” каталога Абе, включавших события $M_w > 7.8$ (105 событий) и $M_w > 8.21$ (29 событий). Для каталога из 105 событий численные оценки D_{sw} и D_c и уровни значимости практически не изменились. Интересно, что для каталога из 29 событий как численные значе-

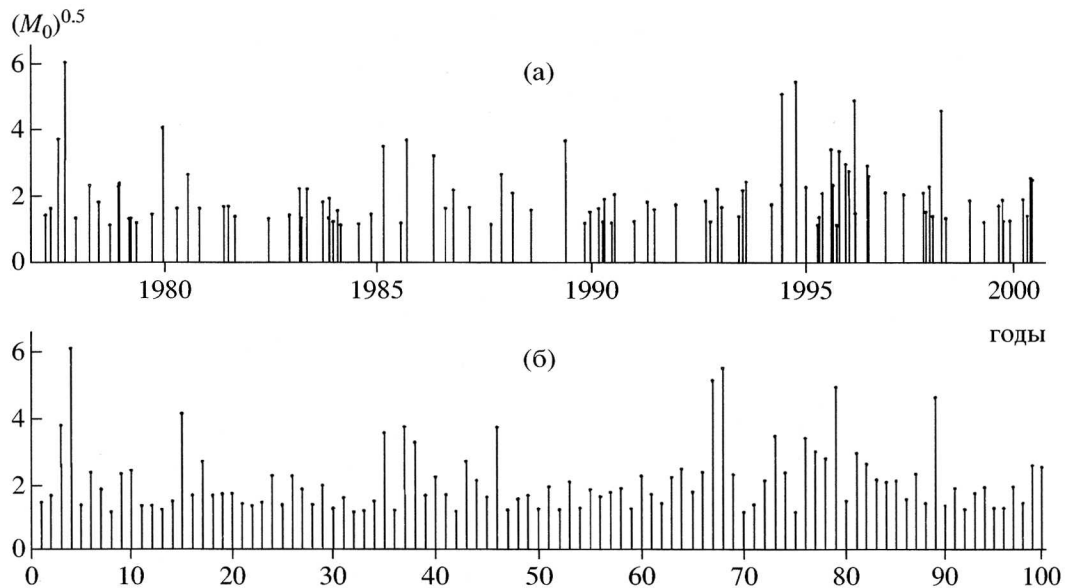


Рис. 6. Последовательность сильнейших землетрясений мира в 1977–2000 гг. в функции времени (а) и порядкового номера (б) при нижнем пороге магнитуды $M_w = 7.35$. По оси ординат – значения $M_0^{1/2}$, где M_0 в единицах 10^{27} дин · см. На (а) видно умеренно выраженное обычное группирование – формирование сгустков на временной оси. На (б) видно порядковое группирование: большие события тяготеют друг к другу.

ния $D_{sw(RO)}$ и D_{sw1} , так и уровни значимости существенно снизились. Такое поведение противоположно обычному, когда при снижении объема данных значимость ухудшается. Можно сделать вывод, что порядковое группирование сильнее всего выражено для небольшого числа сильнейших событий.

Для иллюстрации мы приводим на рис. 5 графики для оценки D_{cw} и D_{sw1} для этого случая. Видно неплохое согласие данных со степенными зависимостями. Это показывает, что идея многомасштабного группирования достаточно правдоподобна, и делает более убедительной оценку D_{sw1} . Картина во временной области еще более эффектная: оцененное значение D_{cw1} достигает 0.37 ± 0.25 , а график $\lg C_w(\lg d^*)$ близок к прямой. Однако заметные отклонения от прямой при малых d^* делают численные результаты не вполне надежными. (Поясним, что область аномального поведения при $d = 0.01$ –1 года, видимая на рис. 1а, при переходе к урезанному каталогу почти полностью выпала.) Итак, на качественном уровне картина во временной области поддерживает выводы, полученные по анализу спектров. Для иллюстрации общей устойчивости результата мы вычеркнули сильнейшее событие 1960 г. из списка 105 событий с $M_w > 7.8$. Обработка каталога оставшихся 104 событий (табл. 1) дает качественно те же результаты, что и верный каталог; в частности, уровень значимости для параметра D_{sw1} составляет 5%.

ИССЛЕДОВАНИЕ ГАРВАРДСКОГО КАТАЛОГА

Для Гарвардского каталога на рис. 6 приведены графики временного хода для 100 сильнейших толчков. На качественном уровне заметно как обычное, так и порядковое группирование, хотя они не столь очевидны, как для каталога Абе. На рис. 7 приводятся графики $\lg C_w(\lg d)$ и $\lg U(\lg f)$ для полного каталога (2573 события с $M_w \geq 6.0$), а также $\lg C_w(\lg d^*)$ и $\lg U(\lg f^*)$ для 100 событий с $M_w \geq 7.35$. Видно, что на графиках $\lg U(\lg f)$ проявления группирования хорошо видны, но на графиках $\lg C_w(\lg d)$ они мало заметны. На графике рис. 7б виден излом зависимости $\lg U(\lg f)$ в области $f = 2$ –3 год⁻¹. Чтобы получать корректные оценки, все параметры наклона определяли для запаздываний d, d^* и периодов $1/f, 1/f^*$ более 0.5 года. Численные оценки размерности даны в табл. 2; там приводятся совместно оценки D_{cw} и D_{sw} для объемов каталога 2573, 406, 100 и 29 событий (с разными порогами по M_w). Видно, что автомобильные вариации функции продуктивности проявляются в обоих параметрах D_{cw} и D_{sw} , но лишь для D_{sw} они видны вполне четко. Значения D_{cw} значимо ниже единицы лишь для урезанных каталогов. Порядковое группирование не проявляется для каталога объемом 28 событий; но для других объемов оно четко проявляется в параметре $D_{sw(RO)}$ и несколько менее четко в параметрах $D_{cw(RO)}$ и

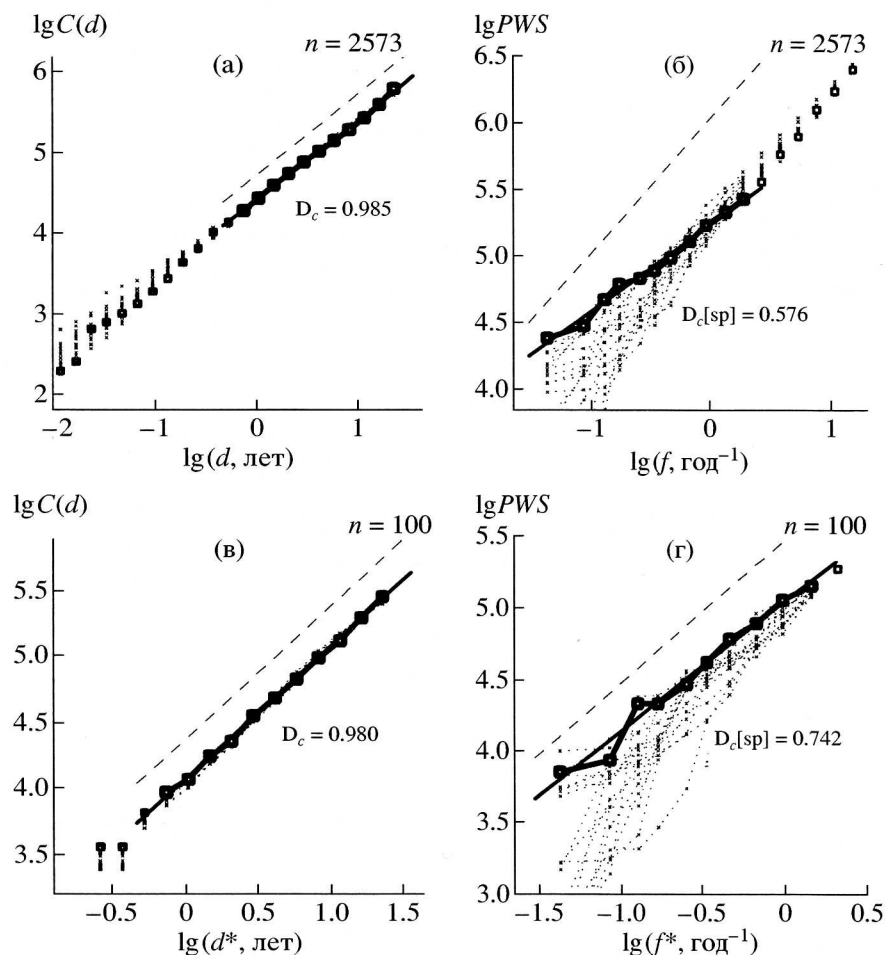


Рис. 7. Корреляционный интеграл $C_w(d)$ (а) и $C_w(d^*)$ (в) и интеграл от спектра мощности $U(f)$ (б) и $U(f^*)$ (г) для Гарвардского каталога: (а) и (б) – при $M_w > 6.0$ ($n = 2573$), (в) и (г) – при $M_w > 7.35$ ($n = 100$).

D_{sw1} . Менее ясная картина с параметрами обычного группирования, но и здесь данные указывают на заметное группирование по крайней мере для сильнейших землетрясений. Выше отмечалась возможность определенных искажений (завышения) для параметра D_c , так что его поведение не является неожиданным. В целом данные по Гарвардскому каталогу качественно вполне подтверждают выводы, сделанные по каталогу Абе. Однако степень выраженности обоих типов группирования заметно ниже.

ОБСУЖДЕНИЕ

Наш анализ показывает, что как автомодельное поведение функции продуктивности, так и порядковое группирование явно выражены в обоих изученных каталогах для больших временных масштабов. Присутствует также и «обычное» группирование, что не ново. При этом поведение каталога Абе намного более яркое. Можно полагать, что период 1980–1995 гг., который в пределах XX века ха-

рактеризуется весьма низким темпом сброса сейсмического момента, аномален и в плане тенденций группирования.

Обращает на себя внимание заметное расхождение в численных оценках корреляционной размерности типа D_c и типа D_s . Так, для Гарвардского каталога оценки типа D_c все гораздо ближе к единице, чем оценки типа D_s , в то время как для каталога Абе соотношение обратное (см. рис. 5). По-видимому, главный фактор появления расхождений – существенное отличие реальных данных от идеальной автомодельной схемы. Различия подобного рода заслуживают более детального изучения в будущем. Пока ясно, что для изучения долговременных вариаций спектральный подход, в котором все кратковременные эффекты типа афтершоков и затишья подавляются автоматически, дает более четкие результаты.

Г.М. Молчан отметил (частное сообщение), что, если данные порождаются Схемой Б, должно

Таблица 2. Оценки параметров группирования для вариантов анализа Гарвардского каталога за 1977–2001

Параметр	порог M_w (n)	$D_{cw}/D_{sw} \pm \sigma$ Q	$D_{cw}/D_{sw(RO)} \pm \sigma$ Q	$D_{cw1}/D_{sw1} \pm \sigma$ Q	$D_{cw}/D_{sw(RT)} \pm \sigma$ Q	$D_c/D_s \pm \sigma$ Q
D_{cw}	6.0 (2572)	0.985 ± 0.02 20%	0.98 ± 0.16 10%	0.99 ± 0.02 >20%	1.00 ± 0.007 –	1.00 ± 0.001 –
D_{sw}	6.0 (2572)	0.58 ± 0.28 5%	0.48 ± 0.25 5%	0.49 ± 0.4 5%	0.98 ± 0.03 >20%	1.02 ± 0.2 –
D_{cw}	6.8 (406)	0.97 ± 0.024 20%	0.97 ± 0.020 10%	0.98 ± 0.021 20%	0.99 ± 0.02 >20%	1.01 ± 0.05 –
D_{sw}	6.8 (406)	0.53 ± 0.27 2.5%	0.57 ± 0.27 2.5%	0.64 ± 0.3 10%	0.81 ± 0.10 2.5%	0.74 ± 0.27 20%
D_{cw}	7.35 (100)	0.95 ± 0.04 10%	0.94 ± 0.03 5%	0.98 ± 0.02 20%	0.97 ± 0.03 20%	1.01 ± 0.02 –
D_{sw}	7.35 (100)	0.52 ± 0.27 2.5%	0.62 ± 0.25 2.5%	0.74 ± 0.3 25%	0.64 ± 0.20 2.5%	0.76 ± 0.26 20%
D_{cw}	7.75 (28)	0.82 ± 0.08 2.5%	0.99 ± 0.07 >20%	1.05 ± 0.04 –	0.81 ± 0.07 0.5%	0.83 ± 0.06 1%
D_{sw}	7.75 (28)	0.60 ± 0.26 5%	0.96 ± 0.10 >20%	1.95 ± 0.4 –	0.51 ± 0.27 2.5%	0.56 ± 0.27 5%

Полужирным выделены клетки с уровнем значимости 5% и ниже, курсивом – отсутствие группирования.

иметь место мультипликативное соотношение

$$D_{cw} = D_{cw1} D_c \quad (12)$$

Изучение табл. 1 и табл. 2 показывает, что наши результаты в общем не противоречат этому соотношению (с учетом широких интервалов для оценок). Иногда же соотношение (12) выполняется даже с неплохой точностью; так, в табл. 2 для $N = 100$ имеем: $D_{sw} = 0.52$; $D_{sw1} D_s = 0.74 \times 0.76 = 0.56$. То же верно и для оценок рис. 1в, несмотря на сомнительную автомодельность искусственных данных.

Обнаружение выраженного обычного группирования для каталога Абе согласуется с результатами [Ogata, Abe, 1991; Kagan, Jackson, 1991]. Мы не выявили обычного группирования в Гарвардском каталоге для случая $M_w \geq 6.0$. Это в общем согласуется с результатами [Kagan, Jackson, 1991] по Гарвардскому каталогу за 1984–1988 гг. с подавлением эффекта афтершоков: они получили $D_c = 1.00$ для основной массы пар событий – с эпицентрными расстояниями более 3276 км и $D_c = 0.95$ для интервала расстояний 819–3276 км, против нашей оценки $D_c = 1.00$ для всех расстояний. Однако при более высоких магнитудных порогах наши оценки по параметру $D_{sw(RT)}$ дают достаточно определенный положительный вывод касательно реальности обычного группирования. Обнаружение порядкового группирования в каталоге Абе согласуется с результатом [Ogata, Abe, 1991]. Как любопытный факт упомянем параметры группирования для малых запаздываний (0.1–30 сут) в каталоге без

исключения афтершоков. Мы получили ориентировочную оценку $D_c \approx 0.67$, справедливую как для каталога Абе (см. рис. 3а), так и для Гарвардского каталога (не показано).

Важным методическим аспектом работы является подтверждение того факта, что долговременные вариации сейсмичности хорошо видны в спектральном представлении. Огата и Абе уже использовали данный подход для плотности потока и последовательности магнитуд, спектральные же свойства долговременные вариации функции продуктивности изучены впервые. Напомним, что процесс, который характеризуется спектром мощности типа $1/f^\alpha$, где показатель α находится в диапазоне 0.5–1.5 или чуть более широко, описывается как фликкер-шум. При этом $\alpha = 1 - D_s$. Значения параметров D_s и D_{sw} в табл. 1 и табл. 2 говорят о том, что при $n = 100\text{--}400$ и $p_1(t)$, и $p(t)$ являются импульсными фликкер-шумами со следующими спектральными показателями: (1) для каталога Абе: $\alpha \approx 0.75$ для $p_1(t)$, $\alpha \approx 0.2$ для $p(t)$; (2) для Гарвардского каталога: $\alpha \approx 0.25$ для $p_1(t)$; $\alpha \approx 0.45$ для $p(t)$. Зависимости сейсмического момента от номера события для тех же каталогов также выглядят как фликкер-шумы, с $\alpha \approx 0.15\text{--}0.3$ и $\alpha \approx 0.15\text{--}0.5$, соответственно.

Следует сделать замечание касательно смысла оценок D_{cw1} и D_{sw1} . Может показаться, что “Схема 2” с использованием номера события в качестве аргумента типа “фиктивное время” является чисто искусственным приемом. Но можно, следуя рассуж-

дениям Мандельброта [2002, гл. 8, 31] в связи с “чертовой лестницей”, считать, что “внутренние часы” сейсмотектонического процесса идут и отсчитывают “модифицированное время” лишь тогда, когда происходит сейсмотектоническая деформация, то есть в момент землетрясения; в остальное же время эти “часы” стоят. Наличие автомодельного порядкового группирования означает при таком взгляде, что процесс сейсмотектонического деформирования обладает фрактальными свойствами в модифицированном времени. Наличие же автомодельного обычного группирования означает, что само модифицированное время течет “фрактальным образом”, то есть лишь в такие моменты обычного времени, которые образуют фрактальное точечное множество (фрактальную пыль).

ВЫВОДЫ

(1) Отработаны методики для выявления и изучения: автомодельного порядкового группирования в каталогах событий разного веса; автомодельного поведения функции продуктивности; вкладов обычного и порядкового группирования в подобное поведение. Обнаружена эффективность спектрального подхода для данных целей.

(2) Обнаружены аномалии временной структуры для каталога Абе на запаздываниях до 4 лет и для Гарвардского каталога на запаздываниях до полугода. Аномалии имеют характер периодичности и “мертвого времени” (“затишья”) и противоречат идее автомодельного поведения. В силу наличия подобных аномалий анализ автомодельного поведения удаётся провести лишь в ограниченном диапазоне больших временных масштабов (низких частот).

(3) Детально изучены и существенно уточнены свойства ранее установленного Огатой и Абе явления автомодельного порядкового группирования землетрясений. Оно выявлено для двух изученных мировых каталогов с исключёнными афтершоками, для магнитудного интервала $M_w = 7-9.5$, и в ограниченном диапазоне больших временных масштабов.

(4) В тех же диапазонах магнитуд и временных масштабов, и с исключением афтершоков, обнаружены автомодельные вариации глобальной скорости генерации сейсмического момента, или функции продуктивности. Эта функция ведёт себя как импульсный фликкер-шум со спектром мощности вида $1/f^{0.25-0.45}$.

(5) При тех же ограничениях плотность потока землетрясений с удалёнными афтершоками ведёт себя как импульсный фликкер-шум со спектром мощности вида $1/f^{0.2-0.8}$.

(6) При тех же ограничениях сейсмический момент землетрясений как функция его номера в каталоге ведёт себя как импульсный фликкер-шум со спектром мощности вида $1/f^{0.15-0.5}$.

талог ведёт себя как импульсный фликкер-шум со спектром мощности вида $1/f^{0.15-0.5}$.

БЛАГОДАРНОСТИ

Работа выполнялась при финансовой поддержке РФФИ, грант 03-05-64459. Автор благодарен Г.М. Молчану за полезное обсуждение и критику.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Алгоритм склейки роев в каталоге

Решается задача: избавиться от тесных пространственно-временных групп событий, заменяя каждую такую группу “объединённым событием”. Для этого многократно делаются попытки обнаружить тесные пары (“соседей”) и склеить каждую найденную пару в единое событие (“склейка”). Задача считается решённой, если тесных пар не осталось. При склейке суммарный сейсмический момент сохраняется. Тесными считаются пары на удалении r не более или порядка типичного размера очага и с интервалом времени d порядка длительности афтершокового роя. Пороговые значения для d и r зависят от M_w (далее обозначено M).

Внешний цикл алгоритма: многократно обрабатывать текущее состояние каталога по процедуре “Внутренний цикл” и, если при этом не было “склеек”, закончить работу.

(1) Внутренний цикл алгоритма: рассмотреть очередное по времени событие каталога (“базовое”, с номером i и временем t_i). Далее последовательно рассматривать всех “потенциальных соседей” базового события вперёд по времени, то есть во временном окне $[t_i, t_{\text{конец}}]$. Для этого для каждого из “потенциальных соседей”:

(2) Проверить, является ли очередной “потенциальный сосед”, с номером $j > i$, фактическим соседом, что определяется одновременным выполнением неравенств: $r_{ij} < dr$ и $t_j - t_i = d_{ij} < dt$; где r_{ij} – расстояние между эпицентрами событий i и j , а $dr = dr(M_i, M_j)$ и $dt = dt(M_i, M_j)$ – пороги для r и d . Зависимости dr и dt от M принимаются по формулам: $dr = C_R \max(L(M_i), L(M_j))$; $dt = C_T (dr/L(8))^{0.5}$; причём $L(M) = 10^{0.5M-1.8}$ км; $C_R = 0.5-1.5$ (настраивается); $C_T = 0.25$ года. Далее, если события i и j – соседи, то выполнить для них процедуру “склейки”, а именно:

– определить $M = M_w$ объединённого события через сумму значений M_0 компонент i и j ;

– определить, какое из событий – i или j – больше по магнитуде; и если M_i более M_j , то:

– взять номер записи и время для объединённого события от события i , вписать в эту запись “суммарную” магнитуду, стереть запись для события j , перейти к п. 2; в противном случае – взять номер записи и время для объединённого

события от события j , вписать в эту запись “суммарную” магнитуду, стереть запись для события i , перейти к п. 1.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Божокин С.В., Паришин Д.А.* Фракталы и мультифракталы. Ижевск: “НИЦ Регулярн. хаотич. динамика”. 2001. 128 с.
- Гусев А.А.* Номограмма для выделения групп землетрясений // Геол. Геофиз. 1971. № 3. С. 36–43.
- Мандельброт Б.* Фрактальная геометрия природы. М.: Инст. компьютерных исслед. 2002. 656 с.
- Прозоров А.Г.* Характеристики группирования землетрясений мира. Прогноз землетрясений и изучение строения Земли (Вычислительная сейсмология № 15). М.: Наука. 1982. С. 18–26.
- Рыкунов Л.Н., Смирнов В.Б., Старовой Ю.О., Чубарова О.С.* Самоподобие сейсмического излучения во времени // Докл. АН СССР. 1987. Т. 297(6). С. 1337–1341.
- Стаховский И.Р.* Временной и пространственно-временной мультимасштабный анализ сейсмичности в период подготовки Рачинского землетрясения // Физика Земли. 2000. № 4. С. 41–47.
- Abe K.* Magnitudes of large shallow earthquakes from 1904 to 1980 // Phys. Earth Planet. Interiors. 1981. V. 27. P. 72–92.
- Abe K.* Complements to Magnitudes, 1904 to 1980 // Phys. Earth Planet. Interiors. 1984. V. 34. P. 13–23.
- Abe K., Noguchi S.* Determination of magnitude for large shallow Earthquakes, 1898–1817 // Phys. Earth Planet. Interiors. 1983a. V. 32. P. 45–59.
- Abe K., Noguchi S.* Revision of magnitudes of large shallow earthquakes, 1897–1912 // Phys. Earth Planet. Interiors. 1983b. V. 33. P. 1–11.
- Gusev A.A., Ponomareva V.V., Braitseva O.A., Melekestsev I.V., Sulerzhitsky L.D.* Great explosive eruptions on Kamchatka during the last 10.000 years: Self-similar irregularity of the output of volcanic products // J. Geophys. Res. V. 108. B2. P. 2126.
- Harvard CMT Catalog. 2001. URL: <http://www.seismology.harvard.edu/CMTsearch.html>.
- Hirabayashi T., Ito K., Yoshii T.* Multifractal analysis of earthquakes // Pure Appl. Geophys. 1992. V. 138. P. 591–610.
- Ekström G., Dziewonski A.M.* Evidence of bias in the estimation of earthquake size // Nature. 1988. V. 332. P. 319–323.
- Fujita K.* Earthquake Magnitudes. 2001. URL: <http://www.msu.edu/~fujita/earthquake/bigquake.html>
- International Seismological Centre, On-line Bulletin.* URL: <http://www.isc.ac.uk/>. Bull. Internatl. Seis. Cent., Thatcham, United Kingdom. 2001.
- Kagan Y.Y., Jackson D.* Long-term earthquake clustering // Geophys. J. Int. 1991. V. 104. P. 117–133.
- Ogata Y., Abe K.* Some statistical features of the long-term variation of the global and regional seismic activity // Int. Statist. Rev. 1991. V. 59. № 2. P. 139–161.
- Pacheco J.F., Sykes L.R.* Seismic moment catalog of large shallow earthquakes, 1990 to 1989 // Bull. Seismol. Soc. Amer. 1992. V. 82. P. 1306–1349.
- Perez O.J., Scholz C.H.* Heterogeneities of the instrumental seismicity catalog 1904–1980 for strong shallow earthquakes // Bull. Seismol. Soc. Amer. 1984. V. 74. P. 669–686.
- Pisarenko V.F., Pisarenko D.V.* Spectral properties of multifractal measures // Phys. Lett. A. 1991. V. 153. № (4–5). P. 169–172.
- Smalley R.F., Chatelain J.J.-L., Turcotte D.L., Prevot R.* A fractal approach to the clustering of aftershocks: application to the seismicity of the New Hebrides // Bull. Seismol. Soc. Amer. 1987. V. 77(4). P. 1368–1381.