

УДК 550.334

ТРЕНДЫ И РИТМЫ СИНХРОНИЗАЦИИ МУЛЬТИФРАКТАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ ПОЛЯ НИЗКОЧАСТОТНЫХ МИКРОСЕЙСМ

© 2009 г. А. А. Любушин

Институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН, г. Москва

Поступила в редакцию 01.08.2008 г.

Исследуется поле низкочастотных микросейсмических шумов по данным 83-х станций широкополосной сети F-net в Японии за период с начала 1997 г. по июнь 2008 г. Для анализа используются вертикальные компоненты с шагом дискретизации 1 с. Рассматриваются также сигналы с шагом дискретизации 1 минута, полученные из исходных данных с помощью усреднения и прореживания. Путем оценки мультифрактальных спектров сингулярности в последовательных временных окнах длиной 30 минут для 1-секундных данных и в окнах длиной 1 сутки для 1-минутных данных были выявлены долгопериодные закономерности изменения ширины носителя спектра сингулярности $\Delta\alpha$ и обобщенного показателя Херста α^* поля низкочастотных микросейсм. Параметр $\Delta\alpha$ для 1-секундных данных претерпевает значительное уменьшение среднего значения перед землетрясением на Хоккайдо 25.09.2003 г., $M = 8.3$, которое потом уже не восстанавливается до прежнего уровня. Для 1-минутных данных вариации α^* до сентября 2003 года были подвержены сильным годовым изменениям, которые полностью исчезли впоследствии. Оба эффекта интерпретируются как увеличение синхронизации микросейсмических шумов на Японских островах после землетрясения 25.09.2003 г.. Эта гипотеза подтверждается также оценками меры корреляции и спектральной меры когерентности между изменениями средних значений $\Delta\alpha$ и α^* , вычисленных для 1-минутных данных внутри 5 пространственных кластеров станций по последовательным временным фрагментам длиной 2 месяца. Исходя из известного положения теории катастроф, что синхронизация является одним из флагов приближающейся катастрофы, делается предположение, что событие на Хоккайдо может быть форшоком еще более сильного землетрясения, готовящегося в районе Японских островов.

PACS: 91.30.Ab

ВВЕДЕНИЕ

Низкочастотные микросейсмические колебания являются важным источником информации о процессах в земной коре, несмотря на то, что основная энергия этих колебаний обусловлена процессами в атмосфере и океане: вариациями атмосферного давления и воздействием океанических волн на берег и шельф. Связь низкочастотных микросейсм с периодами 5–500 с с интенсивностью океанических волн подробно исследована в работах [Friedrich et al., 1998; Kobayashi and Nishida, 1998; Tanimoto et al., 1998; Tanimoto, Um, 1999; Ekstrom G., 2001; Tanimoto, 2001; 2005; Berger et al., 2004; Kurrle, Widmer-Schmidrig, 2006; Stehly et al., 2006; Rhie, Romanowicz, 2004; 2006]. Обратное влияние низкочастотных микросейсм с еще более длинными периодами (от нескольких десятков до первых сотен минут) на вариации атмосферного давления в результате медленных волнообразных деформаций литосферы исследовалась в работах [Линьков, 1987; Линьков и др., 1990; Петрова, 2002; Петрова и др., 2007]. Фактически земная кора является средой распространения энергии от атмосферных и океанических процессов и, поскольку передаточные свойства коры зависят от ее состояния, то и статистические свойства микросейсм отражают изменения свойств литосферы.

Эта простая в своей основе идея использования низкочастотных микросейсмических колебаний для мониторинга литосферы, тем не менее, не так просто реализуема. Основная сложность заключается в сильном влиянии на данные большого числа некоррелированных источников, которые часто распределены диффузно по поверхности Земли. Поэтому исследовать передаточные свойства литосферы, контролируя входные воздействия и отклик, в данном случае не представляется возможным. Кроме того, типичное для традиционных методов анализа данных разделение на “сигнал” и “шум” при обработке микросейсмических колебаний теряет смысл. Априорно к “сигналу” могут быть отнесены лишь приливные вариации амплитуды микросейсм, а также вступления и кода от известных сильных землетрясений. Эти сигналы уже давно и традиционно используются в геофизике. Все прочие вариации микросейсм “уходят в шум”.

Если использовать терминологию ортогонального вейвлет-анализа, то, для того, чтобы выделить вышеперечисленные сигналы и убрать шум, вполне достаточно сохранить 1% максимальных по модулю вейвлет-коэффициентов, а прочие обнулить [Любушин, 2008]. Очевидно, что такой подход является слишком расточительным и оставшиеся 99% информации заслуживают более пристального изу-

чения. Таким образом, возникает задача изучения статистических свойств низкочастотного микросейсмического шума. Традиционно используемый в геофизической практике спектральный анализ в исследовании шума является неудачным выбором потому, что шум не содержит ни монохроматических компонент, ни узкополосных сигналов. Поэтому в данной статье для анализа используется аппарат мультифрактальных спектров сингулярности [Feder, 1988; Mandelbrot, 1982], позволяющий наиболее детально описать структуру шума. Для анализа геофизических временных рядов оценки спектров сингулярности применялись в работах [Kantelhardt et al., 2002; Currenti et al., 2005; Ramirez-Rojas et al., 2005; Ida et al., 2005; Telesca et al., 2005; Любушин, Соболев, 2006; Любушин, 2007; Любушин, 2008].

Настоящая статья является продолжением цикла работ по анализу низкочастотных микросейсмических колебаний и поиску на их основе новых предвестников сильных землетрясений [Соболев, 2004; Соболев и др., 2005; Соболев, Любушин, 2006; 2007; Любушин, Соболев, 2006; Соболев и др., 2008; Любушин, 2008]. Основная особенность данной работы заключается в использовании долговременных наблюдений за низкочастотными микросейсмическими данными по информации от 83-х сейсмических станций широкополосной сети F-net (Япония) за период с начала 1997 г. по июнь 2008 г. Такой большой объем данных позволил исследовать длиннопериодные тренды эволюции параметров спектра сингулярности, усредненных как по станциям всей сети, так и по ее отдельным подгруппам.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ: СЕТЬ F-net

Данные широкополосной сейсмической сети F-net свободно доступны в интернете по адресу <http://www.hinet.bosai.go.jp/fnet>. На рис.1 представлены места расположения станций сети, общее число которых равно 83. Однако в начале функционирования сети в 1997 г. число станций было всего лишь 17. Далее к работе подключались новые станции (особенно много в 2001 г.), но в то же время часть станций, работавших в начальный период времени, была закрыта. Анализируемые данные – вертикальные компоненты с шагом по времени 1 с (LHZ-записи), содержат интервалы пропусков, а также неправильных данных (типа постоянных нулевых значений) по причине сбоев в измерительной и регистрирующей аппаратуре.

Загрузка данных производилась временными фрагментами длиной по 2 месяца. Для каждой станции загружаемая запись начиналась в 00:00:00 следующих дней (формат месяц-день): 01.01, 03.01, 05.01, 07.01, 09.01 и 11.01. Если внутри 2-месячного фрагмента данных запись начиналась не с этих стандартных начальных временных меток, то она отбрасывалась. Небольшие пропуски, длиной не более 2-х часов, восполнялись по поведению сигнала справа и слева от пропуска на интервалах времени той же длины, что и пропуски. Если запись содержала бо-

лее длинные пропуски и сбои, то рассматривалась только начальная часть записи, до первого длинного пропуска. Такой выбор обусловлен тем, что, по правилам функционирования базы данных F-net, пользователь имеет право загружать информацию неограниченно много, но дискретными порциями, объем которых не превосходит 50 мегабайт.

В результате был накоплен массив сейсмических записей, разбитый на последовательные 2-месячные временные фрагменты с начала 1997 г. по июнь 2008 г. Каждый 2-месячный фрагмент содержит записи с различных станций, не имеющие длинных пропусков и начинающиеся синхронно. Однако длина этих записей может быть различной, в зависимости от наличия больших пропусков и длинных сбойных участков. Тем не менее, почти для каждого 2-месячного фрагмента существовало достаточно большое число станций, обеспечивающих полное и непрерывное покрытие регистрацией всей длины фрагмента. Кроме того, для каждого 2-месячного фрагмента исходных 1-секундных данных путем вычисления последовательных средних значений по 60 отсчетам формировались записи с шагом по времени 1 минута.

ПАРАМЕТРЫ СПЕКТРА СИНГУЛЯРНОСТИ НИЗКОЧАСТОТНЫХ МИКРОСЕЙСМ

Ниже кратко изложены технические детали используемых оценок спектра сингулярности [Любушин, Соболев, 2006; Любушин, 2007]. Важным элементом этой оценки является удаление масштабозависимых трендов локальными полиномами, что позволяет избавиться от детерминированных трендов (в нашем случае – приливных и температурных вариаций) и исследовать лишь относительно высокочастотные пульсации ряда, то есть именно шумовую составляющую.

Пусть $X(t)$ – случайный процесс. Определим в качестве меры $\mu_X(t, \delta)$ поведения сигнала $X(t)$ на интервале $[t, t + \delta]$ размах: $\mu_X(t, \delta) = \max_{t \leq s \leq t + \delta} X(s) - \min_{t \leq s \leq t + \delta} X(s)$ и вычислим среднее значение модуля таких мер в степени q :

$$M(\delta, q) = M\{(\mu_X(t, \delta))^q\}. \quad (1)$$

Случайный процесс называется масштабно-инвариантным, если $M(\delta, q) \sim |\delta|^{k(q)}$ при $\delta \rightarrow 0$, то есть существует предел:

$$k(q) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\ln M(\delta, q)}{\ln |\delta|}. \quad (2)$$

Если зависимость $k(q)$ является линейной: $k(q) = Hq$, где $H = \text{const}$, $0 < H < 1$, то процесс называется монофрактальным [Таqqи, 1988].

Для вычисления функции $k(q)$ по конечной выборке из временного ряда $X(t)$, $t = 1, \dots, N$ можно применить метод DFA [Kantelhardt et al., 2002]. Пусть s – число отсчетов, ассоциированное с варьруемым

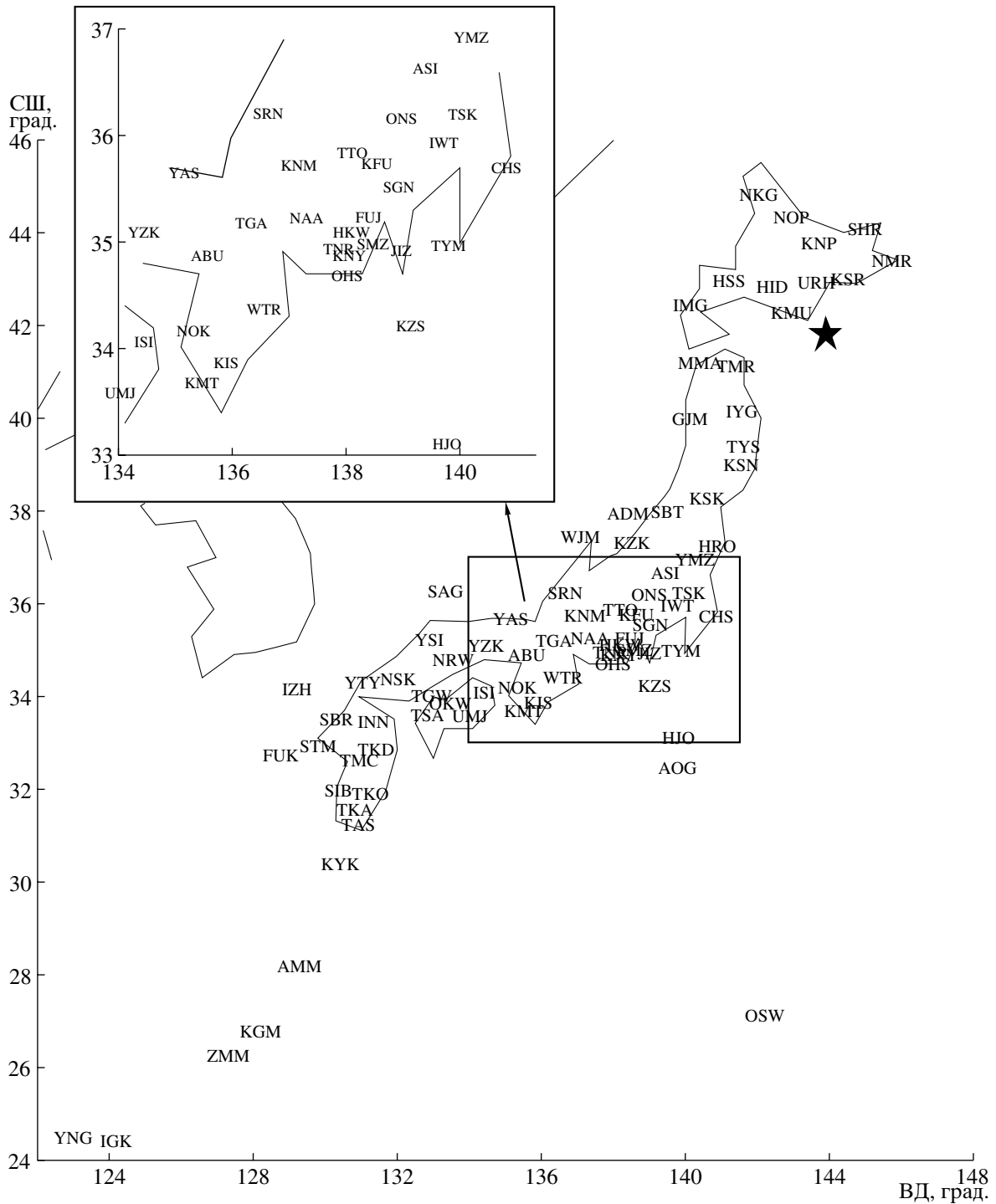


Рис. 1. Положения 83 широкополосных сейсмических станций сети F-net вместе с их 3-буквенными кодами. Месту положения станции соответствует положение центра 2-й буквы кода. Врезка в верхнем левом углу рисунка представляет расположение станций в области их концентрации в Центральной Японии. Звездой обозначен гипоцентр землетрясения 25.09.2003 г., $M = 8.3$ у берегов Хоккайдо.

масштабом δ_s : $\delta_s = s \Delta t$. Разобьем выборку на непересекающиеся малые интервалы длины s отсчетов:

$$I_k^{(s)} = \{t: 1 + (k-1)s \leq t \leq ks, \quad k = 1, \dots, [N/s]\} \quad (3)$$

и пусть

$$y_k^{(s)}(t) = X((k-1)s + 1), \quad t = 1, \dots, s \quad (4)$$

участок временного ряда $X(t)$, соответствующий интервалу $I_k^{(s)}$. Пусть $p_k^{(s,m)}(t)$ – полином порядка m ,

подогнанный методом наименьших квадратов к сигналу $y_k^{(s)}(t)$. Рассмотрим отклонения от локального тренда:

$$\Delta y_k^{(s,m)}(t) = y_k^{(s)}(t) - p_k^{(s,m)}(t), \quad t = 1, \dots, s \quad (5)$$

и вычислим значение:

$$Z^{(m)}(q, s) = \left(\sum_{k=1}^{[N/s]} (\max_{1 \leq t \leq s} \Delta y_k^{(s,m)}(t) - \min_{1 \leq t \leq s} \Delta y_k^{(s,m)}(t))^q / [N/s] \right)^{1/q}, \quad (6)$$

которое будем рассматривать как оценку для $(M(\delta_s, q))^{1/q}$. Определим теперь функцию $h(q)$ как коэффициент линейной регрессии между значениями $\ln(Z^{(m)}(q, s))$ и $\ln(s)$: $Z^{(m)}(q, s) \sim s^{h(q)}$. Очевидно, что $\kappa(q) = qh(q)$, а для монофрактального процесса $h(q) = H = \text{const}$.

Следующим шагом в мультифрактальном анализе [Feder, 1988] после определения функции $\kappa(q)$ является вычисление спектра сингулярности $F(\alpha)$, который можно определить как фрактальную размерность моментов времени τ_α , имеющих одно и то же значение локального показателя Гельдера-Липшица: $\lambda(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\ln(\mu(t, \delta))}{\ln(\delta)}$, то есть $\lambda(\tau_\alpha) = \alpha$. Стандартный подход состоит в вычислении статистической суммы Гиббса:

$$W(q, s) = \sum_{k=1}^{[N/s]} (\max_{1 \leq t \leq s} \Delta y_k^{(s,m)}(t) - \min_{1 \leq t \leq s} \Delta y_k^{(s,m)}(t))^q \quad (7)$$

и определения показателя массы $\tau(q)$ из условия $W(q, s) \sim s^{\tau(q)}$, после чего спектр $F(\alpha)$ вычисляется согласно формуле:

$$F(\alpha) = \max_q \{ \min(\alpha q - \tau(q)), 0 \}. \quad (8)$$

Сравнивая (6) и (7), нетрудно заметить, что $\tau(q) = \kappa(q) - 1 = qh(q) - 1$. Таким образом, $F(\alpha) = \max_q \{ \min(q(\alpha - h(q)) + 1, 0 \}$.

Если оценивать спектр сингулярности $F(\alpha)$ в скользящем временном окне, то его эволюция дает информацию об изменении структуры шума. В частности, положение и ширина носителя спектра $F(\alpha)$, то есть значения α_{\min} , α_{\max} , $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ и α^* – то значение, которое доставляет функции $F(\alpha)$ максимум: $F(\alpha^*) = \max_\alpha F(\alpha)$, являются характеристиками шума. Величина α^* называется обобщенным показателем Херста. Для монофрактального сигнала значение $\Delta\alpha$ должно быть равно нулю, а $\alpha^* = H$. Обычно $F(\alpha^*) = 1$, но встречаются окна, для которых $F(\alpha^*) < 1$. В общем случае величина $F(\alpha^*)$ равна фрактальной размерности носителя мультифрактальной меры [Feder, 1988].

При вычислении величин $\Delta\alpha$ и α^* использовались следующие соображения. Показатель степени

q варьировался внутри интервала: $q \in [-Q, +Q]$, где Q – некоторое достаточно большое число, например $Q = 10$. Для каждого значения α внутри интервала

$$\alpha \in [A_{\min}, A_{\max}], \quad \text{где } A_{\min} = \min_{q \in [-Q, +Q]} \frac{d\tau(q)}{dq}, \quad A_{\max} = \max_{q \in [-Q, +Q]} \frac{d\tau(q)}{dq},$$

вычислялось значение $\tilde{F}(\alpha) = \min_{q \in [-Q, +Q]} (\alpha q - \tau(q))$. Если значение α близко к A_{\min} , то $\tilde{F}(\alpha) < 0$ и эта величина не годится в качестве оценки спектра сингулярности, который должен быть неотрицательным. Но, начиная с некоторого α , величина $\tilde{F}(\alpha)$ становится неотрицательной – это условие выделяет значение α_{\min} . При дальнейшем увеличении α значение $\tilde{F}(\alpha)$ увеличивается, достигает максимума при $\alpha = \alpha^*$, а затем начинает уменьшаться и, наконец, достигает некоторого значения $\alpha_{\max} < A_{\max}$, такого, что при $\alpha > \alpha_{\max}$ оно опять становится отрицательным: $\tilde{F}(\alpha) < 0$. Таким образом, $F(\alpha) = \tilde{F}(\alpha)$ при условии, что $\tilde{F}(\alpha) \geq 0$, которое определяет интервал носителя спектра сингулярности $\alpha \in [\alpha_{\min}, \alpha_{\max}]$. Производная $\frac{d\tau(q)}{dq}$ на-

ходит численно по значениям $\tau(q)$, $q \in [-Q, +Q]$ и при ее вычислении точность не имеет особого значения, так как она используется лишь для грубого определения априорного интервала возможных показателей степени q .

Ниже при анализе низкочастотных микросейсм использовались оценки спектра сингулярности в следующих последовательных непересекающихся временных окнах: для исходных 1-секундных данных – в окне длиной 30 минут (1800 отсчетов) и для 1-минутных данных – в окне длиной 1 сутки (1440 отсчетов). Локальные тренды удалялись в первом случае полиномами 4-го порядка, а во втором – полиномами 8-го порядка. Кроме того, для оценок спектральной меры когерентности между вариациями параметров спектра сингулярности для 1-минутных данных использовалось скользящее временное окно длиной 12 часов (720 отсчетов) со смещением 1 час (60 отсчетов). В этом случае масштабно-зависимые тренды удалялись локальными полиномами 4-го порядка.

Основное внимание будет уделено исследованию изменений 2-х параметров спектра сингулярности – обобщенного показателя Херста α^* и ширины носителя спектра сингулярности $\Delta\alpha$. Величина α^* характеризует наиболее типичный и часто встречающийся показатель Гельдера-Липшица, тогда как $\Delta\alpha$ отражает разнообразие случайного поведения сигнала и, как будет обсуждаться ниже, это является своего рода мерой числа скрытых степеней свободы стохастической системы.

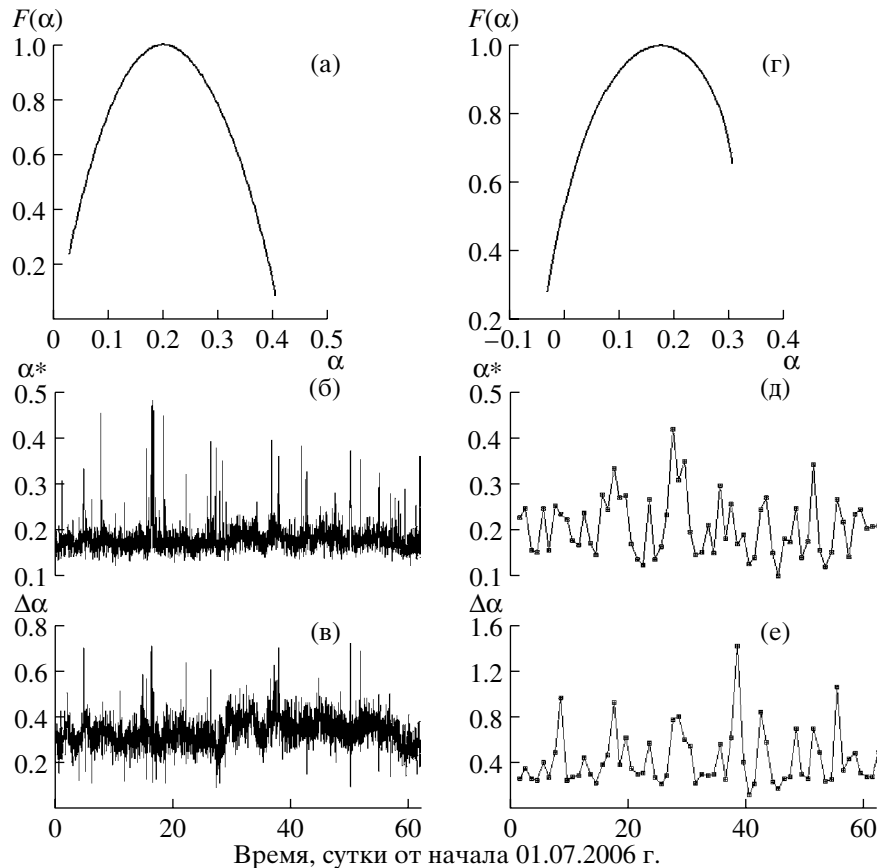


Рис. 2. Графики оценок спектра сингулярности $F(\alpha)$ и вариаций его параметров: α^* – обобщенного показателя Херста и $\Delta\alpha$ – ширины носителя спектра сингулярности, для станции KSK, для 2-месячного фрагмента 01.07–31.08.2006 г. (а), (б) и (в) – для 1-секундных данных в последовательных интервалах длиной 30 минут (1800 отсчетов); (г), (д) и (е) – для 1-минутных данных в последовательных интервалах длиной 1 сутки (1440 отсчетов). Рис. (а) и (г) приведены для одного из вышеуказанных интервалов.

ВАРИАЦИИ ШИРИНЫ НОСИТЕЛЯ СПЕКТРА СИНГУЛЯРНОСТИ

На рис. 2 представлены примеры графиков оценок спектра сингулярности $F(\alpha)$ для одного из окон для 1-секундных (рис. 2а) и 1-минутных (рис. 2г) данных для одной из станций сети (KSK). Кроме того, ниже каждого графика $F(\alpha)$ помещены графики вариаций параметров α^* и $\Delta\alpha$ для 2-месячного фрагмента 01.07–31.08.2006 г. для 1-секундных (рис. 2б и 2в) и 1-минутных данных (рис. 2д и 2е). Наблюдаемые на рис. 2б и 2в резкие выбросы отражают влияние вступлений от различных близких и удаленных землетрясений. Эти выбросы отсутствуют на рис. 2д и 2е вследствие двойного усреднения: сначала при переходе от 1 с к 1 минуте в шаге по времени, а затем при использовании окна длиной 1 сутки вместо 30 минут.

Рассмотрим совокупность оценок параметра $\Delta\alpha$ для 1-секундных данных (рис. 2в). Для каждого 30-минутного окна, в котором эти оценки были получены, существует определенное число станций, которые обеспечивают эти оценки своими данными. Это число меняется от одного 2-месячного фрагмента к другому и, кроме того, внутри каждого

фрагмента. Вычислим для каждого 30-минутного окна медиану значений $\Delta\alpha$ по всем станциям, которые имеют данные, пригодные для анализа. Медиана является робастной (устойчивой по отношению к выбросам) альтернативой обычного среднего значения.

Последовательность медиан $\Delta\alpha$ по всем станциям формирует один непрерывный временной ряд общей длительностью 11.5 лет с шагом по времени 30 минут, который является своего рода интегральной статистической характеристикой поля микросейсм. Рассмотрим поведение этого ряда при различном сглаживании. В качестве метода сглаживания выбраны гауссовские тренды, которые обладают определенными оптимальными свойствами [Hardle, 1989]. Назовем гауссовским трендом $\bar{X}(t|H)$ сигнала $X(t)$ с параметром (радиусом) сглаживания $H > 0$ следующее значение:

$$\bar{X}(t|H) = \int_{-\infty}^{+\infty} X(t + H\xi)\psi(\xi)d\xi \bigg/ \int_{-\infty}^{+\infty} \psi(\xi)d\xi, \quad (9)$$

$$\psi(\xi) = \exp(-\xi^2).$$

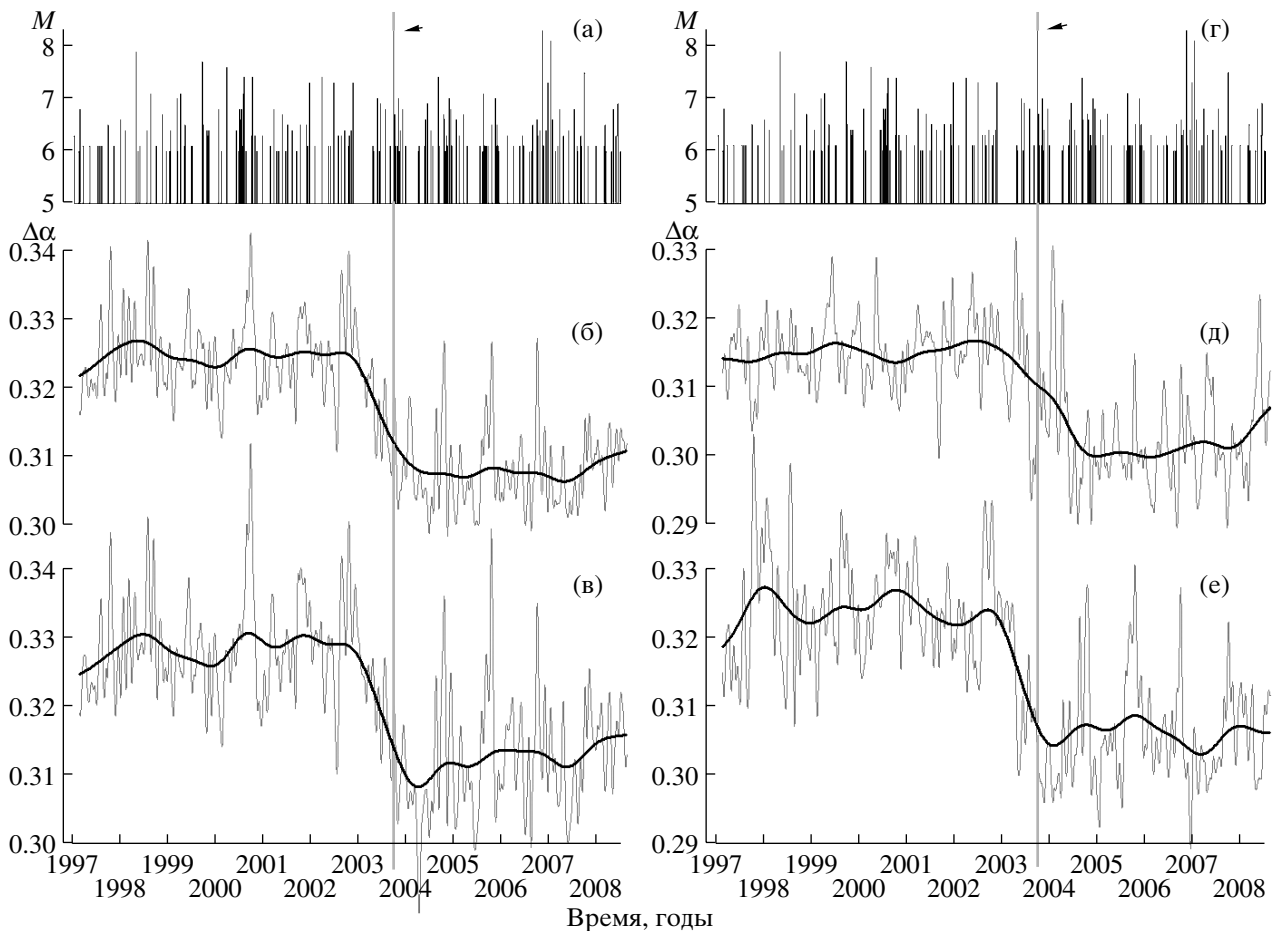


Рис. 3. Рис. (а) и (г) – идентичные последовательности значений магнитуд $M \geq 6$ сейсмических событий в прямоугольной области $20^\circ \leq \text{СШ} \leq 60^\circ$; $120^\circ \leq \text{ВД} \leq 160^\circ$. Рис. (б), (в), (д) и (е) – результаты гауссовского сглаживания вариаций медианы ширины носителя $\Delta\alpha$ спектра сингулярности для 1-секундных данных в последовательных интервалах длиной 30 минут, серые линии – с радиусом сглаживания 13 суток, толстые черные линии – с радиусом сглаживания 0.5 года. Рис. (б) соответствует медиане по всем 83 станциям сети; (в) – по 41 центральной станции $34^\circ \leq \text{СШ} \leq 39^\circ$; (д) – по 17 северным станциям $39^\circ \leq \text{СШ}$; (е) – по 25 южным станциям $\text{СШ} \leq 34^\circ$. Вертикальные серые линии, выделенные стрелкой, отмечают момент землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 г., $M = 8.3$.

Для временных рядов с дискретным временем вычисление величины (9) может быть эффективно реализовано с помощью быстрого преобразования Фурье. Этот способ усреднения применялся в исследовании микросейсм в [Соболев, Любушин, 2006; Любушин, 2007]. Согласно формуле (9) среднее значение, грубо говоря, относится к интервалу с центром в точке t радиуса H .

Для сглаживания медиан $\Delta\alpha$ использовались два значения радиуса H : 13 суток и 0.5 года. Результат сглаживания для медиан по всем станциям представлен на рис. 3б – график сглаженного значения с радиусом 13 суток представлен серой линией, а с радиусом 0.5 года – толстой черной линией. Сверху, на рис. 3а изображена синхронная последовательность значений магнитуд $M \geq 6$ сейсмических событий в прямоугольной области $20^\circ \leq \text{СШ} \leq 60^\circ$; $120^\circ \leq \text{ВД} \leq 160^\circ$. Вертикальная серая линия со стрелкой на рис. 3а выделяет момент времени землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 г., $M = 8.3$.

Важная особенность поведения сглаженного при $H = 0.5$ года значения $\Delta\alpha$ на рис. 3б заключается в существенном падении, которое началось в начале 2003 г., за полгода до события на Хоккайдо, причем, достигнутый средний уровень после этого землетрясения уже не восстанавливается до прежнего значения. Кроме того, следует обратить внимание на наличие выраженной годовой периодичности в изменении сглаженного значения с радиусом $H = 13$ суток (серая линия на рис. 3б): на июль–август месяцы каждого года, как правило, приходится всплеск значения, что особенно отчетливо видно для 2000, 2002, 2004–2006 гг.

Для проверки устойчивости полученного результата об уменьшении среднего значения $\Delta\alpha$ аналогичные оценки были проделаны не для всех станций сети, а лишь для ее частей: рис. 3в – для 41 центральной станции с широтами от 34°СШ до 39°СШ ; рис. 3д – для 17 северных станций с широтами $\geq 39^\circ \text{СШ}$ и рис. 3е – для 25 южных станций с широтами

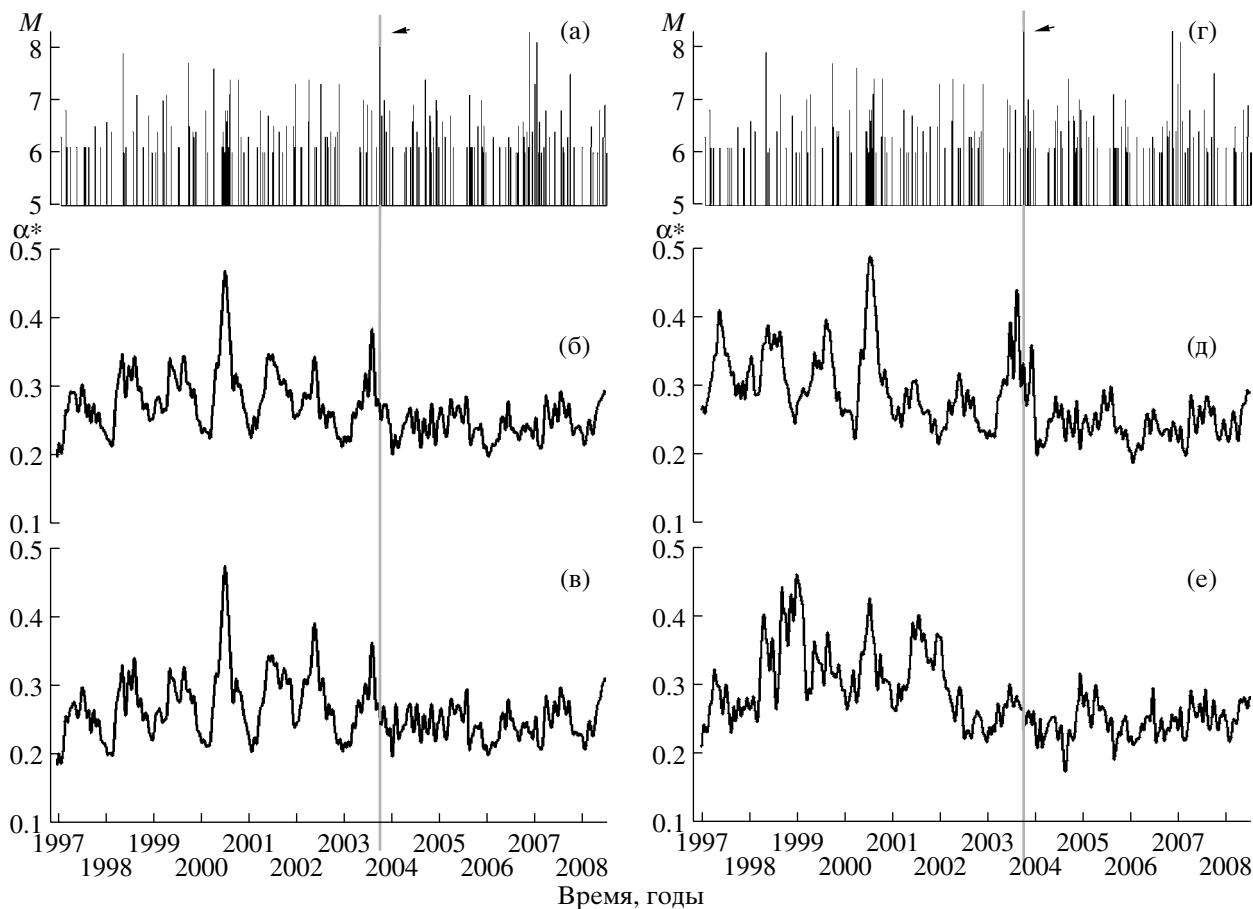


Рис. 4. Рис. (а) и (г) – идентичные последовательности значений магнитуд $M \geq 6$ сейсмических событий в прямоугольной области $20^\circ \leq \text{СШ} \leq 60^\circ$; $120^\circ \leq \text{ВД} \leq 160^\circ$. Рис. (б), (в), (д) и (е) – результаты гауссовского сглаживания вариаций медианы обобщенного показателя Херста α^* для 1-минутных данных в последовательных интервалах длиной 1 сутки с радиусом сглаживания 13 суток. Рис (б) соответствует медиане по всем 83 станциям сети; (в) – по 41 центральной станции $34^\circ \leq \text{СШ} \leq 39^\circ$; (д) – по 17 северным станциям $39^\circ \leq \text{СШ}$; (е) – по 25 южным станциям $\text{СШ} \leq 34^\circ$. Вертикальные серые линии, выделенные стрелкой, отмечают момент землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 г., $M = 8.3$.

тами $\leq 34^\circ$ СШ. Рис. 3г идентичен рис. 3а и приведен для удобства сопоставления рис. 3д и 3е с сейсмическим режимом.

Из рис. 3в, 3д и 3е видно, что эффект уменьшения среднего значения $\Delta\alpha$ остается независимым от выбора множества станций, по которым вычисляется медиана $\Delta\alpha$. Годовая периодичность при сглаживании с радиусом $H = 13$ суток для рис. 3б и 3е сохраняется почти такой же, как для всех станций на рис. 3б. Следует также отметить, что на рис. 3б, 3в и 3е после землетрясения на Хоккайдо годовые вариации $\Delta\alpha$ стали более выраженными. Что же касается северных станций, то там годовая периодичность не проявляется столь же ярко.

ВАРИАЦИИ ОБОБЩЕННОГО ПОКАЗАТЕЛЯ ХЕРСТА

Рассмотрим теперь медиану оценок обобщенного показателя Херста α^* , полученную от различных станций для 1-минутных данных (рис. 2д). Способ вычисления медианы остается таким же, как и в предыдущем разделе, но 30-минутное окно заменя-

ется теперь на суточное (1440 минутных отсчетов). В результате получается временной ряд последовательности медиан α^* длительность 11.5 лет с шагом по времени 1 сутки. Сгладим его по формуле (9) с радиусом $H = 13$ суток. Результат представлен на рис. 4. Точно так же, как и на рис. 3, рис. 4а и 4г идентичны друг другу и представляют собой последовательности магнитуд сильных событий в прямоугольной окрестности Японских островов. Рис. 4б, 4в, 4д и 4е представляют собой графики сглаженных значений медиан α^* , вычисленных соответственно по всем 83 станциям сети, по 41 центральной станции, 17 северным и 25 южным.

Основная особенность графиков сглаженных кривых медиан α^* на рис. 4 заключается в поведении сезонной компоненты вариаций: она отчетливо выражена до события на Хоккайдо (в меньшей степени для южных станций на рис. 4е), но потом уменьшается.

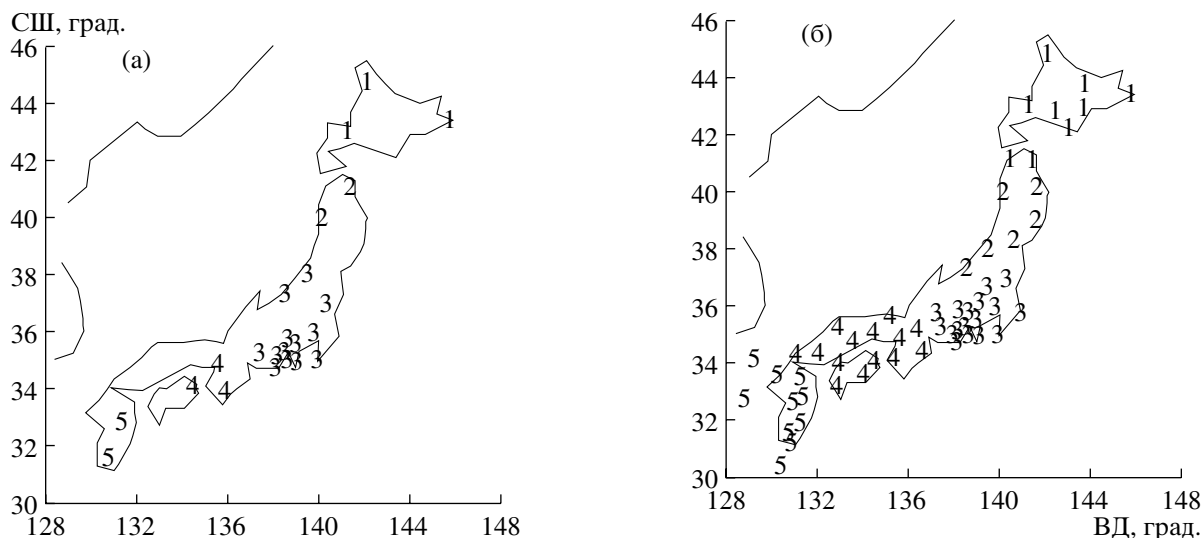


Рис. 5. Примеры разбиения положения станций на 5 кластеров для 2-х временных фрагментов длиной 2 месяца: (а) – для фрагмента 01.09–31.10.1998 г., 23 станции; (б) – для фрагмента 01.07–31.08.2002 г., 57 станций. Станции, принадлежащие одному и тому же пространственному кластеру, имеют одинаковые номера.

ВАРИАЦИИ ПРОИЗВЕДЕНИЙ КЛАСТЕРНЫХ КАНОНИЧЕСКИХ КОРРЕЛЯЦИЙ

Этот и последующий разделы статьи будут посвящены исследованию мер корреляции и когерентности между вариациями как ширины носителя $\Delta\alpha$, так и обобщенного показателя Херста α^* , оцененного для 1-минутных данных для различных частей сети. Выбор 1-минутных данных для этой цели обусловлен тем, что, как показал опыт, чем более низкочастотными являются вариации параметров спектра сингулярности, тем больше в них наблюдаются когерентных эффектов. Основные корреляции и когерентности при исследовании 1-секундных данных обусловлены тривиальным наличием следов от вступлений от землетрясений большой и средней силы, что представляет слабый интерес.

В нашем случае необходимо построить статистики, более-менее объективно отражающие увеличение или уменьшение совокупной корреляции или когерентности поведения параметров спектра сингулярности для всего интервала наблюдений 1997–2008 гг., несмотря на то, что часть станций перестала работать задолго до конца анализируемого интервала времени, а часть начала работать не с самого начала. Кроме того, сбои аппаратуры и систем регистрации приводят к тому, что в рассматриваемом 2-месячном фрагменте данные от той или иной станции могут отсутствовать, несмотря на то, что они присутствуют в предыдущем и в последующем фрагментах. Фрагментарность данных от любой из станций является существенным методическим препятствием для непосредственного применения многомерных спектральных мер когерентности [Любушин, 1998; Любушин, Соболев, 2006; Соболев, Любушин, 2007; Любушин, 2007; 2008] к анализу связей между показаниями различ-

ных станций, поскольку для вычисления статистик когерентности требуется синхронность и одновременная непрерывность данных.

Однако наличие большого числа станций позволяет обойти это препятствие путем рассмотрения *кластерных мер* многомерной корреляции и когерентности. Суть этого подхода заключается в том, что для каждого 2-месячного фрагмента данных выделяются лишь те станции, которые имеют непрерывные данные регистрации, заполняющие весь 2-месячный фрагмент. Далее эти станции группируются всегда на одно и то же число пространственных кластеров. Ниже всюду было число кластеров, равное 5, то есть, независимо от того, сколько станций имеют непрерывные записи в течение рассматриваемого 2-месячного фрагмента, оно всегда делится на 5 кластеров по пространственному расположению станций. Выбор 5-ти для числа кластеров основан на соображениях, что это число не слишком велико, а с другой стороны достаточно велико, чтобы более-менее равномерно покрыть рассматриваемую сейсмоактивную территорию (Японские острова). Использование одного и того же числа кластеров для всех 2-месячных интервалов избавляет значения мер корреляции или когерентности от влияния размерности и позволяет сравнивать их между собой, независимо от того, сколько кондиционных станций было в том или ином 2-месячном фрагменте.

На рис. 5 приведены два примера автоматического разбиения на 5 кластеров положения станций сети, имеющих непрерывные записи для 2-месячных фрагментов. Станции, относящиеся к одному и тому же пространственному кластеру, обозначены одной и той цифрой – номером кластера. Для автоматического разбиения положения станций на фиксированное число 5 кластеров использовался метод иерархической кластеризации с метрикой “дальний сосед”

[Duda, Hart, 1973]. Использование метрики “дальний сосед”, в отличие от часто используемой метрики “ближний сосед”, позволяет получать компактные “округлые” кластеры и избежать возникновения длинных “цепных” кластеров. Характерный линейный масштаб получающихся кластеров изменялся от 120 до 350 км.

При рассмотрении кластерных мер необходимо исключить из анализа уединенные станции, так как при автоматическом разбиении они всегда будут формировать отдельные кластеры, состоящие из одного элемента. В нашем случае таких станций, расположенных на удаленных островах, 6 штук и их можно исключить из анализа путем введения ограничения на широты рассматриваемых станций, чтобы они были не менее 30° СШ (рис. 1).

После разделения станций на кластеры, для каждого временного окна (в данном случае длиной 1 сутки) вычислялись средние значения параметров $\Delta\alpha$ и α^* по станциям, входящим в один и тот же кластер. Таким образом, независимо от количества кондиционных станций в 2-месячном фрагменте после кластеризации всегда получались два 5-мерных временных ряда вариаций средних кластерных значений $\Delta\alpha$ и α^* . Такой способ позволяет, с одной стороны учитывать вклад от станций, находящихся в различных подобластях сейсмоактивного региона, с другой стороны, компенсировать фрагментарность данных, обусловленную аппаратными сбоями.

Следует подчеркнуть еще раз, что как положение центров кластеров, так и состав станций, входящих в кластер с заданным номером, как правило, меняются от одного 2-месячного фрагмента к другому. Неизменными остаются лишь 2 обстоятельства: 1) число выходных средних значений $\Delta\alpha$ или α^* всегда одно и то же и равно 5 и 2) кластеры более-менее равномерно, в пределах тех возможностей, которыми располагает сеть на текущий 2-месячный фрагмент данных, покрывают исследуемую территорию. Это дает право рассматривать многомерные меры корреляции или когерентности между компонентами получаемых 5-мерных временных рядов как интегральную меру, отражающую общую коррелированность изменений мультифрактальных характеристик поля низкочастотного микросейсмического шума.

Для получения многомерной меры корреляции средних значений $\Delta\alpha$ или α^* , соответствующих выбранному 2-месячному фрагменту, воспользуемся конструкцией канонических корреляций Хотеллинга [Hotelling, 1936; Rao, 1965]. Пусть $x_j(t)$, $j = 1, \dots, m$ – m -мерный временной ряд, $t = 1, \dots, N$ – дискретное время. В нашем случае $m = 5$, x_j – средние кластерные значения $\Delta\alpha$ или α^* , t – индекс, нумерующий последовательные сутки внутри 2-месячного фрагмента. Выделим компоненту с номером k и рас-

смотрим линейную регрессионную модель влияния всех прочих компонент на выбранную x_k

$$\begin{aligned} x_k(t) &= y_k(t) + \varepsilon_k(t), \\ y_k(t) &= \sum_{j=1, j \neq k}^m \gamma_j^{(k)} x_j^{(t)}. \end{aligned} \quad (10)$$

Регрессионные коэффициенты $\gamma_j^{(k)}$ найдем из условия минимума суммы квадратов остатков $\sum_{t=1}^N \varepsilon_k^2(t)$ или суммы модулей (робастный вариант) $\sum_{t=1}^N |\varepsilon_k(t)|$, после чего вычислим коэффициент корреляции μ_k между выделенной компонентой $x_k(t)$ и получившимся регрессионным вкладом $y_k(t)$. Величина μ_k называется канонической корреляцией k -ой компоненты по отношению ко всем прочим. Проведем эти вычисления последовательно для всех $k = 1, \dots, m$. Затем определим величину:

$$\kappa = \prod_{k=1}^m |\mu_k|. \quad (11)$$

Очевидно, что $0 \leq \kappa \leq 1$ и чем ближе значение (11) к единице, тем сильнее общая связь вариаций компонент многомерного временного ряда $x_j(t)$ друг с другом. Вычислив величины (11) для всех 2-месячных фрагментов для кластерных средних значений $\Delta\alpha$ и α^* , получим две последовательности $\kappa_{\Delta\alpha}(\xi)$ и $\kappa_{\alpha^*}(\xi)$, где ξ – временная метка, соответствующая концу 2-месячного фрагмента. Графики этих значений представлены на рис. 6 (тонкие линии с кружками).

Из этих графиков видно, что, несмотря на значительные флуктуации, наблюдается общее повышение меры корреляции как для $\Delta\alpha$, так и для α^* . Сгладим зависимости $\kappa_{\Delta\alpha}(\xi)$ и $\kappa_{\alpha^*}(\xi)$ гауссовским ядром по формуле (9) с радиусом усреднения $H = 0.5$ года. Результаты вычисления гауссовских трендов представлены на рис. 6 толстыми линиями. Видна общая тенденция увеличения мер корреляции после 2003 г. После землетрясения на Хоккайдо среднее значение мер корреляции уже не возвращается к уровню, существовавшему до 2003 г. Следовательно, можно сделать вывод, что землетрясение 2003 г. привело к длительному увеличению средней коррелированности флуктуаций мультифрактальных параметров поля низкочастотного микросейсмического шума.

ВАРИАЦИИ КЛАСТЕРНОЙ СПЕКТРАЛЬНОЙ МЕРЫ КОГЕРЕНТНОСТИ

Мера корреляции (11) относится сразу ко всему рассматриваемому 2-месячному фрагменту и не делает различий между частотами вариаций. В то же время представляет интерес декомпозиция этой меры по различным частотным полосам и представление о том, насколько нестационарна корреляция внутри 2-месячного фрагмента. Чтобы ответить на эти вопросы, необходимо заменить произведение канонических корреляций (11) на спектральную меру когерентности, предложенную в [Любушин, 1998], которая использовалась, в том числе, и для анализа низкочастотных микросейсм [Любушин,

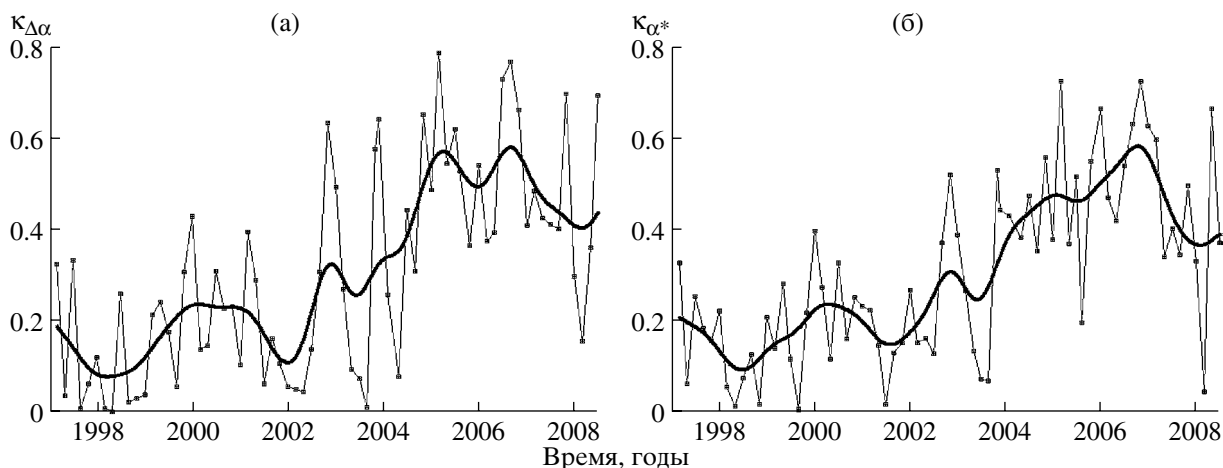


Рис. 6. Графики вариаций произведения модулей канонических корреляций $\kappa_{\Delta\alpha}$ (а) и κ_{α^*} (б) между средними значениями ширины носителя спектра сингулярности $\Delta\alpha$ и обобщенного показателя Херста α^* , вычисленных внутри 5 пространственных кластеров станций по последовательным временным фрагментам длиной 2 месяца. Спектры сингулярности вычислялись для 1-минутных данных в последовательных интервалах длиной 1 сутки. Толстые линии – результат гауссовского сглаживания с радиусом усреднения 0.5 года.

Соболев, 2006; Соболев, Любушин, 2007; Соболев и др., 2008; Любушин, 2008]. Многочисленные примеры приложения этой меры не только в физике твердой Земли, но и в гидрологии, метеорологии и климатических исследованиях имеются в [Любушин, 2007]. Там же изложены все технические детали вычислений, которые здесь опущены.

Спектральная мера когерентности $\lambda(\tau, \omega)$ строится как модуль произведения покомпонентных канонических когерентностей

$$\lambda(\tau, \omega) = \prod_{j=1}^m |v_j(\tau, \omega)|. \quad (12)$$

Здесь $m \geq 2$ – общее число совместно анализируемых временных рядов, ω – частота, τ – временная координата правого конца скользящего временного окна, состоящего из определенного числа смежных отсчетов, $v_j(\tau, \omega)$ – каноническая когерентность j -го скалярного временного ряда, которая описывает силу связанности этого ряда со всеми прочими рядами. Величина $|v_j(\tau, \omega)|^2$ является обобщением обычного квадратичного спектра когерентности между двумя сигналами на случай, когда второй сигнал является не скалярным, а векторным. Выполняется неравенство $0 \leq |v_j(\tau, \omega)| \leq 1$ и чем ближе значение $|v_j(\tau, \omega)|$ к единице, тем сильнее линейно связаны вариации на частоте ω во временном окне с координатой τ j -ого ряда с аналогичными вариациями во всех прочих рядах. Соответственно величина $0 \leq \lambda(\tau, \omega) \leq 1$ в силу своего построения описывает эффект совокупного когерентного (синхронного, коллективного) поведения всех сигналов. Заметим, что, в силу построения, значение величины $\lambda(\tau, \omega)$ принадлежат интервалу $[0, 1]$ и чем ближе соответствующее значение к единице, тем сильнее связь между вариациями компонент многомерного временного ряда на частоте ω для временного окна с координатой τ . Следует под-

черкнуть, что сравнение абсолютных значений статистики $\lambda(\tau, \omega)$ возможно лишь для одного и того же числа m одновременно обрабатываемых временных рядов – поскольку, в силу формулы (12), при росте m величина λ убывает, как произведение m величин меньшей единицы. В нашем случае кластеризация станций производится при фиксированном числе кластеров, равном 5.

Поскольку целью применения спектральной меры (12) является анализ изменчивости совокупной когерентности внутри 2-месячных фрагментов, то для этого оценки спектров сингулярности производились для 1-минутных данных в коротком скользящем временном окне длиной 12 часов (720 отсчетов) со смещением 1 час (60 отсчетов). Далее опять вычислялись кластерные средние значения $\Delta\alpha$ и α^* которые, таким образом, формировали 5 временных рядов с шагом по времени 1 час (смещение скользящего временного окна).

Ниже приведены результаты применения спектральной меры (12) для анализа эффектов когерентного поведения между временными рядами и вариаций кластерных средних значений α^* . Результаты для ширины носителя $\Delta\alpha$ спектра сингулярности имеют качественно аналогичный характер. Для реализации метода необходимо иметь в каждом временном окне оценку спектральной матрицы исходного многомерного ряда. Ниже предпочтение отдается использованию модели векторной авто-регрессии [Marple(Jr), 1987] 3-го порядка. Длина временного окна для получения зависимости $\lambda(\tau, \omega)$ бралась равной 5 суткам. Поскольку каждое значение α^* получено по временному окну длиной 12 часов, а смещение этих окон равно 1 часу, то длина временного окна для оценки спектральной матрицы равна 109 отсчетам, т.к. $(109 - 1) \times 1 + 12 = 120$ часов = 5 суток.

На рис. 7 представлены шесть частотно-временных диаграмм статистики (12) для разных ука-

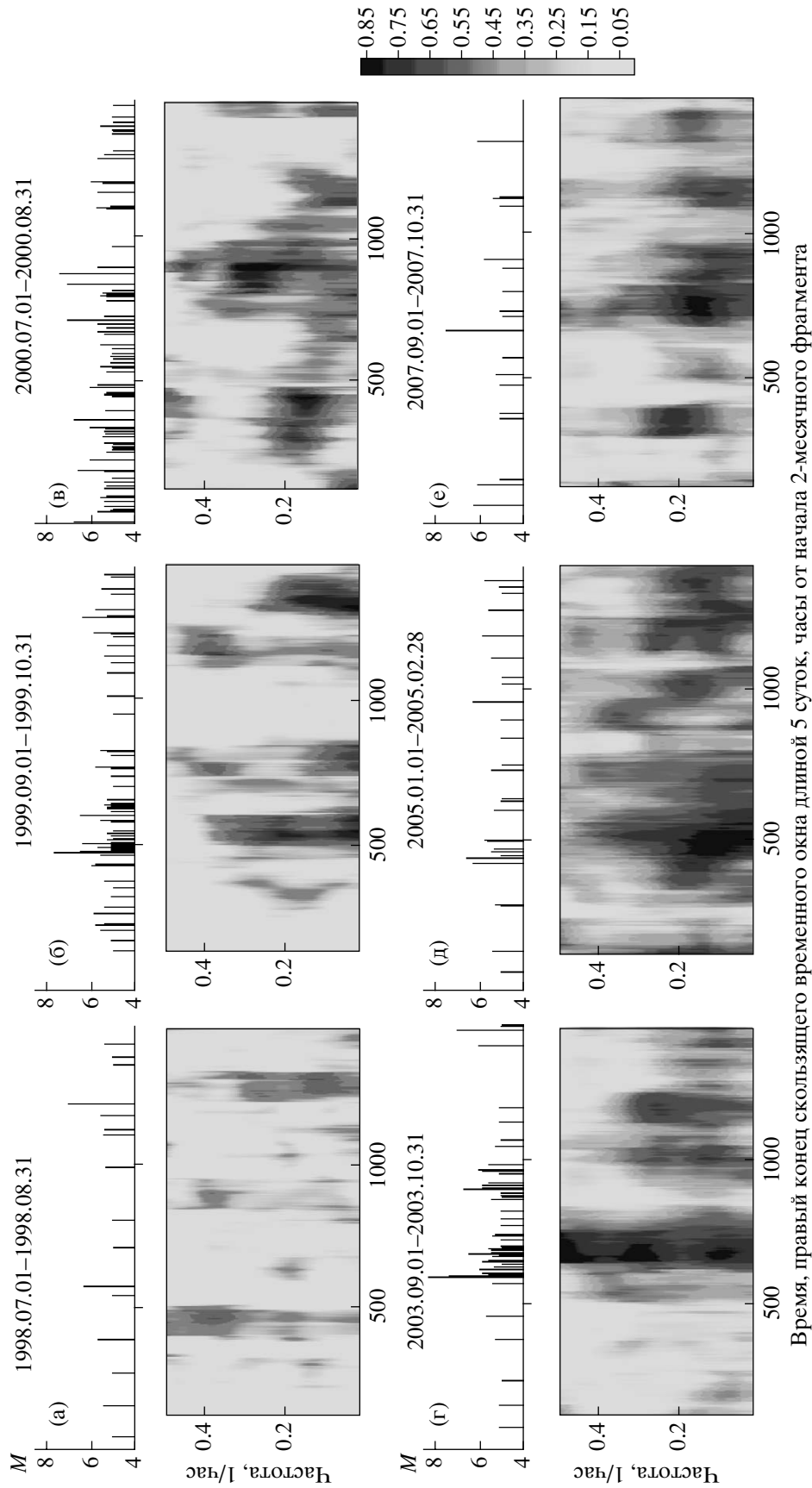


Рис. 7. Частотно-временные диаграммы эволюции спектральной меры когерентности между средними значениями обобщенного показателя Херста α^* , вычисленных внутри 5 пространственных кластеров станций для шести различных 2-месячных временных фрагментов. Мера когерентности оценивалась в скользящем временном окне длиной 5 суток. Спектры сингулярности вычислялись для 1-минутных данных в последовательных интервалах длиной 12 часов со смешением 1 час. Для каждой частотно-временной диаграммы сверху приведена последовательность значений магнитуд $M \geq 5$ сейсмических событий в прямоугольной области $20^\circ \leq \text{СШ} \leq 60^\circ$; $120^\circ \leq \text{ВД} \leq 160^\circ$.

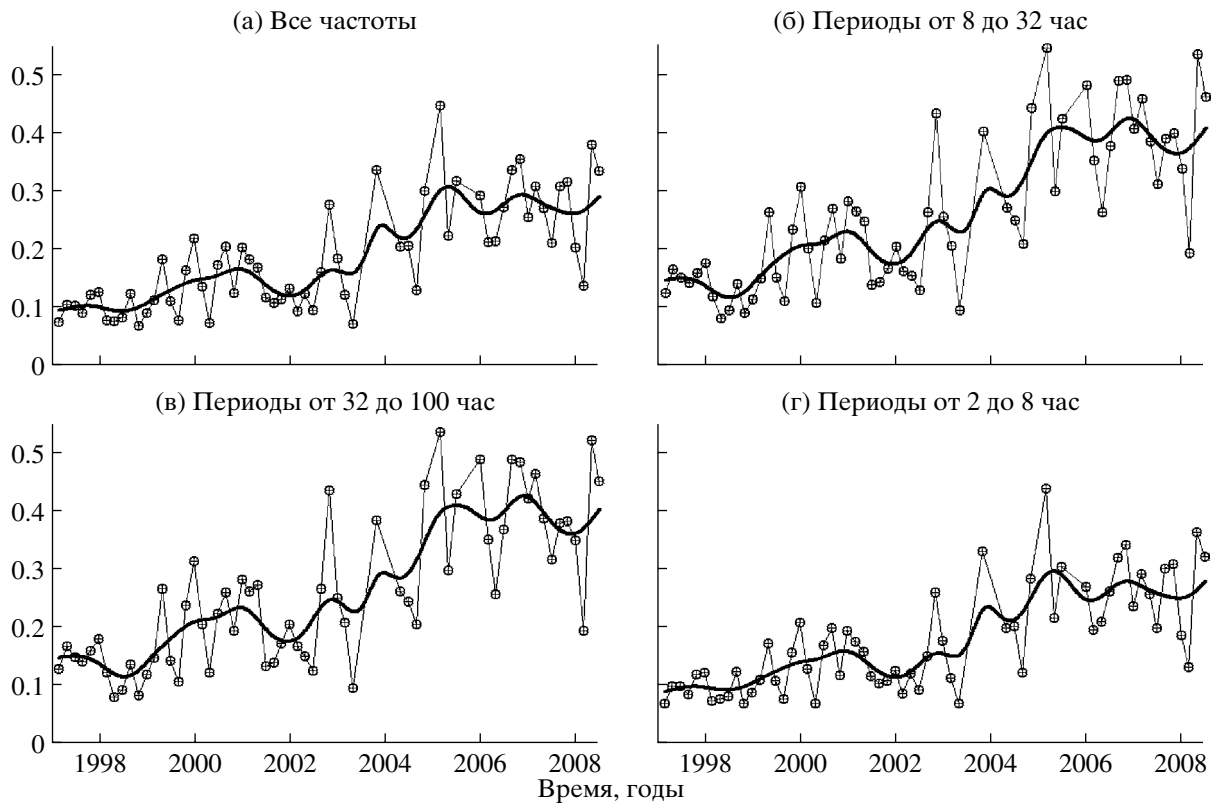


Рис. 8. Тонкие линии с кружками – графики значений спектральной меры когерентности между кластерными средними значениями α^* для последовательных 2-месячных временных фрагментов, усредненные по 4-м различным частотным полосам, указанным по их граничным периодам в часах. Толстые линии – результат гауссовского сглаживания с радиусом усреднения 0.5 года. Спектры сингулярности вычислялись для 1-минутных данных в последовательных интервалах длиной 12 часов со смещением 1 час.

занных 2-месячных фрагментов данных. Частотно-временные диаграммы построены в одинаковом масштабе (единая тоновая шкала приведена справа) в зависимости от положения правого конца скользящего временного окна длиной 5 суток, время указано в часах от начала соответствующего 2-месячного фрагмента. Сверху над каждой частотно-временной диаграммой представлены последовательности магнитуд землетрясений $M \geq 5$ в прямоугольной окрестности Японских островов, в течение соответствующего фрагмента. Землетрясению на Хоккайдо 2003 г. соответствует 2-месячный фрагмент, представленный на рис. 7г. Перед землетрясением видна умеренная когерентность, отмеченная ранее в работах [Соболев и др., 2008; Любушин, 2008] по данным широкополосной сети IRIS. Но следует отметить, что постсейсмические всплески когерентности являются более сильными, чем предвестниковые.

Кроме того, на частотно-временных диаграммах на рис. 7 в сопоставлении с сейсмическим режимом видны также всплески статистики (12), которые трудно отнести к постсейсмической или предвестниковой когерентности от какого-либо события. Наличие таких всплесков когерентности было отмечено в [Любушин, 2008], где было выска-

зано соображение, что простая гипотеза о том, что перед сильным землетрясением следует ожидать увеличения когерентности вариаций параметров спектра сингулярности шума, является несостоятельной. Действительно, источником когерентности может быть одинаковая причина метеорологического или океанического происхождения, включая океаническое волнение в весьма удаленных регионах. Более перспективной представляется идея исследования определенных сценариев поведения всплесков синхронизации [Любушин, 2003]. Одним из таких сценариев является тренд в увеличении средней меры корреляции, представленный на рис. 6. Использование спектральной статистики (12) позволяет выяснить вопрос о наличии подобного тренда в различных частотных полосах.

На рис. 8 представлены значения статистики (12) для последовательности 2-месячных фрагментов после усреднения ее по частотам из определенных частотных полос. Рис. 8а соответствует всем частотам, рис. 8б – полосе с граничными периодами от 8 до 32 часов (содержащей приливные гармоники), рис. 8в – низкочастотной полосе с граничными периодами 32 и 100 часов и рис. 8г – высокочастотной полосе с граничными периодами 2 и 8 часов. Толстыми линиями показаны гауссовские тренды с ра-

диусом усреднения 0.5 года. Видно, что спектральная мера (12), аналогично более простой мере корреляции (11), дает качественно тот же результат для всех частотных полос: после 2003 г. средняя когерентность растет.

Таким образом, изменения состояния литосферы после землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 г. привело к тому, что мультифрактальные характеристики поля микросейсмического шума стали вести себя более согласовано в ответ на воздействия на земную кору, что были и ранее, в период 1997–2003 гг.

ОБСУЖДЕНИЕ И ВЫВОДЫ

Анализ показал, что после землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 г., $M = 8.3$ произошла значительная синхронизация изменений мультифрактальных параметров низкочастотного микросейсмического поля, которая сохраняется до сих пор. Таким образом, землетрясение на Хоккайдо 2003 года является своего рода переломной точкой в поведении микросейсм и этот факт может свидетельствовать в пользу гипотезы о том, что это событие может быть форшоком еще более сильного землетрясения.

Результаты, представленные на рис. 3 и рис. 4, даже более ярко, чем графики поведения средних мер корреляции и когерентности на рис. 6 и рис. 8 свидетельствуют о том, что событие 25.09.2003 г. является своего рода временным маркером, разделяющим поведение поля микросейсм на 2 моды. Кроме того, рис. 3 дает оценку времени подготовки этого события – 0.5 года. Возникает вопрос о том, как связано уменьшение среднего значения $\Delta\alpha$ с увеличением линейных корреляций между флуктуациями параметров спектра сингулярности. По своему смыслу величина $\Delta\alpha$ отражает степень разнообразия случайного поведения сигнала и поэтому, косвенно, уменьшение $\Delta\alpha$ является признаком подавления определенных степеней свободы среды, уменьшения их числа.

В то же время можно найти более прямые аналогии с уменьшением числа степеней свободы, отражающиеся в уменьшении $\Delta\alpha$. В работах [Pavlov et al., 2003; Ziganshin, Pavlov, 2005] численно исследовались спектры сингулярности для последовательности времен возврата в сечения Пуанкаре для систем 2-х связанных осцилляторов Ресслера и Лоренца. При наличии достаточно сильной связи эти осцилляторы синхронизируются. Оказалось, что синхронизация осцилляторов приводит к существенному уменьшению ширины носителя спектра сингулярности $\Delta\alpha$. Следовательно, совокупность результатов, представленных на графиках на рис. 3, рис. 6 и рис. 8, говорит о том, что поле микросейсмических колебаний в Японии после события 2003 года синхронизировалось и это состояние продолжается до сих пор.

Исходя из известного положения теории катастроф, что синхронизация является одним из флагов приближающейся катастрофы [Gilmore, 1981], можно высказать предположение, что событие на

Хоккайдо, несмотря на свою силу ($M = 8.3$), может быть всего лишь форшоком еще более сильного землетрясения, готовящегося в районе Японских островов.

Что же касается резкого уменьшения сезонных вариаций параметра α^* для 1-минутных данных после землетрясения 25.09.2003 г., то интерпретация этого результата не столь прозрачна, как для $\Delta\alpha$. Здесь можно лишь высказать предположение, что это исчезновение также отражает “блокирование” определенных степеней свободы среды, которые ранее отвечали на годовые изменения состояния литосферы. С другой стороны, для 1-секундных данных для величины $\Delta\alpha$ ситуация обратная: после события 25.09.2003 г. годовые вариации стали более четкими.

Автор благодарит доктора Фурумuru Такаши (Furumuru Takashi) из Университета Токио, Института исследований землетрясений (Earthquake Research Institute, University of Tokyo) за привлечение внимания к базе данных сети F-net.

Работа выполнена при поддержке программы “Электронная Земля” Президиума Российской Академии наук, гранта INTAS 05-100008-7889 и гранта РФФИ 06-05-64625.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Линьков Е.М. Сейсмические явления. Л.: Изд-во ЛГУ. 1987. 248 с.
- Линьков Е.М., Петрова Л.Н., Осипов К.С. Сейсмогравитационные пульсации Земли и возмущения атмосферы как возможные предвестники сильных землетрясений // Докл. АН СССР. 1990. Т. 313. № 5. С. 1095–1098.
- Любушин А.А. Анализ канонических когерентностей в задачах геофизического мониторинга // Физика Земли. 1998. № 1. С. 59–66.
- Любушин А.А. Всплески и сценарии синхронизации в геофизических наблюдениях. Очерки геофизических исследований. К 75-летию Объединенного Института физики Земли им. О.Ю. Шмидта. М.: ОИФЗ РАН. 2003. 474 с. (с. 130–134).
- Любушин А.А., Соболев Г.А. Мультифрактальные меры синхронизации микросейсмических колебаний в минутном диапазоне периодов // Физика Земли. 2006. № 9. С. 18–28.
- Любушин А.А. Анализ данных систем геофизического и экологического мониторинга. М.: Наука. 2007. 228 с.
- Любушин А.А. Микросейсмический шум в минутном диапазоне периодов: свойства и возможные прогностические признаки // Физика Земли. 2008. № 4. С. 17–34.
- Петрова Л.Н. Сейсмогравитационные колебания Земли при наблюдениях разнесенными в пределах Евразии вертикальными маятниками // Физика Земли. 2002. № 4. С. 83–95.
- Петрова Л.Н., Орлов Е.Г., Карпинский В.В. О динамике и структуре колебаний Земли в декабре 2004 г. по наблюдениям сейсмогравиметра в Санкт-Петербурге // Физика Земли. 2007. № 2. С. 12–20.
- Соболев Г.А. Вариации микросейсм перед сильными землетрясениями // Физика Земли. 2004. № 6. С. 3–13.

- Соболев Г.А., Любушин А.А., Закржевская Н.А.* Синхронизация микросейсмических колебаний в минутном диапазоне периодов // *Физика Земли*. 2005. № 8. С. 3–27.
- Соболев Г.А., Любушин А.А.* Микросейсмические импульсы как предвестники землетрясений // *Физика Земли*. 2006. № 9. С. 5–17.
- Соболев Г.А., Любушин А.А.* Микросейсмические аномалии перед землетрясением 26 декабря 2004 года на Суматре // *Физика Земли*. 2007. № 5. С. 3–16.
- Соболев Г.А., Любушин А.А., Закржевская Н.А.* Асимметричные импульсы, периодичности и синхронизация низкочастотных микросейсм // *Вулканология и сейсмология*. 2008. № 2. С. 135–152.
- Соболев Г.А.* Серии асимметричных импульсов в минутном диапазоне микросейсм как индикаторы метастабильного состояния сейсмоактивных зон // *Физика Земли*. 2008. № 4. С. 3–16.
- Currenti G., Negro C.del., Lapenna V., Telesca L.* Multifractality in local geomagnetic field at Etna volcano. Sicily (southern Italy) // *Natural Hazards and Earth System Sciences*. 2005. № 5. P. 555–559.
- Duda R.O., Hart P.E.* Pattern classification and scene analysis. John Wiley & Sons. N.Y., London. Sydney. Toronto. 1973. (Русский перевод: Дуда Р., Харт П. Распознавание образов и анализ сцен. М.: Мир. 1976. 511 с.)
- Ekstrom G.* Time domain analysis of Earth's long-period background seismic radiation // *J. Geophys. Res.* 2001. V. 106. № B11. P. 26483–26493.
- Feder J.* Fractals. Plenum Press. New York. London 1988. (Русский перевод: Федер Е. Фракталы. М.: Мир. 1991. 254 с.)
- Friedrich A., Krüger F., Klinge K.* Ocean-generated microseismic noise located with the Gräfenberg array // *Journal of Seismology*. V. 2. №. 1 / March 1998. P. 47–64.
- Gilmore R.* Catastrophe theory for scientists and engineers. John Wiley and Sons. Inc., New York 1981. (Русский перевод: Гилмор Р. Прикладная теория катастроф: в 2-х книгах. М.: Мир. 1984. 350 с. и 285 с.)
- Hardle W.* Applied nonparametric regression. Cambridge University Press. Cambridge. New York. New Rochell. Melbourne. Sydney 1989. (Русский перевод: Хардле В. Прикладная непараметрическая регрессия. М.: Мир. 1993. 349 с.)
- Hotelling H.* Relations between two sets of variates. // *Biometrika*. 1936. V. 28. P. 321–377.
- Ida Y., Hayakawa M., Adalev A., Gotoh K.* Multifractal analysis for the ULF geomagnetic data during the 1993 Guam earthquake // *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2005. V. 12. P. 157–162.
- Kantelhardt J.W., Zschiegner S.A., Konscienny-Bunde E., Havlin S., Bunde A., Stanley H.E.* Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series // *Physica A*. 2002. V. 316. 87–114.
- Kobayashi N., Nishida K.* Continuous excitation of planetary free oscillations by atmospheric disturbances. // *Nature*. 1998. V. 395. P. 357–360.
- Kurrle D., Widmer-Schmidrig R.* Spatiotemporal features of the Earth's background oscillations observed in central Europe // *Geophys. Res. Lett.* 2006. V. 33. L24304.
- Mandelbrot B.B.* The fractal geometry of nature. Freeman and Co., New York 1982. (Русский перевод: Мандельброт Б. Фрактальная геометрия природы. М.: Институт компьютерных исследований. 2002. 656 с.)
- Marple S.L. (Jr.)* Digital spectral analysis with applications. Prentice-Hall. Inc., Englewood Cliffs. New Jersey. 1987. (Русский перевод: Марпл С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир. 1990. 584 с.)
- Pavlov A.N., Sosnovtseva O.V., Mosekilde E.* Scaling features of multimode motions in coupled chaotic oscillators // *Chaos. Solitons and Fractals*. 2003. V. 16. P. 801–810.
- Rao C.R.* Linear statistical inference and its applications. John Wiley & Sons. Inc. N.Y., London. Sydney 1965. (Русский перевод: Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. М.: Наука. 1968. 548 с.)
- Ramirez-Rojas A., Muñoz-Diosdado A., Pavia-Miller C.G., Angulo-Brown F.* Spectral and multifractal study of electroseismic time series associated to the $M_w = 6.5$ earthquake of 24 October 1993 in Mexico // *Natural Hazards and Earth System Sciences*. 2004. V. 4. P. 703–709.
- Rhie J., Romanowicz B.* Excitation of Earth's continuous free oscillations by atmosphere-ocean-seafloor coupling // *Nature*. 2004. V. 431. P. 552–554.
- Rhie J., Romanowicz B.* A study of the relation between ocean storms and the Earth's hum – G^3 : Geochemistry. Geophysics. Geosystems. An Electronic Journal of Earth Sciences. <http://www.agu.org/journals/gc/>. V. 7. N. 10. 7 October 2006.
- Stehly L., Campillo M., Shapiro N.M.* A study of the seismic noise from its long-range correlation properties // *J. Geophys. Res.* 2006. V. 111. B10306.
- Tanimoto T., Um J., Nishida K., Kobayashi N.* Earth's continuous oscillations observed on seismically quiet days. *Geophys. Res. Lett.* 1998., 25. P. 1553–1556.
- Tanimoto T., Um J.* Cause of continuous oscillations of the Earth // *J. Geophys. Res.* 1999. 104:28.723–39.
- Tanimoto T.* Continuous Free Oscillations: Atmosphere-Solid Earth Coupling – *Annu. Rev. Earth Planet. Sci.* 2001. 29:563–584.
- Tanimoto T.* The oceanic excitation hypothesis for the continuous oscillations of the Earth // *Geophys. J. Int.* 2005. V. 160. P. 276–288.
- Telesca L., Colangelo G., Lapenna V.* Multifractal variability in geoelectrical signals and correlations with seismicity: a study case in southern Italy – *Natural Hazards and Earth System Sciences*. 2005. V. 5. P. 673–677.
- Taqqu M.S.* Self-similar processes. // *Encyclopedia of Statistical Sciences*. V. 8. P. 352–357. Wiley. New York. 1988.
- Ziganshin A.R., Pavlov A.N.* Scaling properties of multimode dynamics in coupled chaotic oscillators // *Physics and Control*. 2005. Proceedings. 2005. International Conference. P. 180–183.