

УДК 550.334

СТАТИСТИКИ ВРЕМЕННЫХ ФРАГМЕНТОВ НИЗКОЧАСТОТНЫХ МИКРОСЕЙСМ: ИХ ТРЕНДЫ И СИНХРОНИЗАЦИЯ

© 2010 г. А. А. Любушин

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

Поступила в редакцию 17.09.2009 г.

Рассматривается задача выделения эффектов синхронизации параметров низкочастотного микросейсмического фона по данным 77 станций широкополосной сети F-net в Японии за период с начала 1997 г. по август 2009 г. Для анализа используются вертикальные компоненты с шагом дискретизации 1 с с последующим их преобразованием с помощью усреднения и прореживания в сигналы с шагом по времени 1 минута. В качестве параметров взяты 6 статистик: ширина носителя мульти-фрактального спектра сингулярности, обобщенный показатель Херста, коэффициент асимметрии спектра сингулярности, логарифм дисперсии, спектральная экспонента и индекс линейной предсказуемости. Эти параметры вычисляются по реализациям внутри последовательных интервалов времени длиной 1 сутки. При использовании скользящего временного окна, равного 1 году для оценки множественной меры корреляции, суточные вариации медианных значений статистик фона от 5 пространственных кластеров станций демонстрируют устойчивый рост степени синхронизации незадолго до землетрясения на о. Хоккайдо (25.09.2003 г., $M = 8.3$) с последующим выходом на новый уровень высокой синхронизации. Анализ поведения трендов индекса линейной предсказуемости позволил довольно точно определить начало процесса усиления синхронизации — середина 2002 года. Полученный эффект для вариаций различных параметров микросейсм является независимым подтверждением сделанного ранее вывода о синхронизации поля микросейсмического фона на Японских островах.

ВВЕДЕНИЕ

Основным источником энергии низкочастотных (с периодами от нескольких десятков секунд до первых сотен минут) микросейсмических колебаний являются вариации атмосферного давления и воздействие океанических волн на берег и шельф. При этом колебания в диапазоне периодов 5–500 с генерируются в основном океаническими волнами, а при переходе в диапазон 10–300 минут основным источником становится непосредственное воздействие колебаний атмосферного давления. Одной из первых работ, указавшим на явную связь низкочастотных микросейсм с атмосферными процессами является [Gutenberg, 1947], в которой было предложено использовать информацию о микросейсмических колебаниях для оперативного прогноза погоды. В дальнейшем эта связь была многократно исследована многими авторами [Линьков, 1987; Линьков и др., 1990; Friedrich et al., 1998; Kobayashi, Nishida, 1998; Tanimoto et al., 1998; Tanimoto, Um, 1999; Ekstrom, 2001; Tanimoto, 2001; 2005; Berger et al., 2004; Kurrle, Widmer-Schmidrig, 2006; Stehly et al., 2006]. В работах [Rhie, Romanowicz, 2004; 2006] установлена значимая корреляция интенсивности сейсмических колебаний с периодами около 4 минут с

высотой волн в океанах, причем, показано, что эта интенсивность не зависит от сейсмической активности Земли. В качестве возможного механизма возникновения таких колебаний предлагается возмущение гравитационного поля высокими волнами с последующим возбуждением ими на океаническом дне низкочастотных сейсмических волн. В качестве основных мест возникновения таких колебаний предлагается север Тихого океана зимой и юг Атлантического океана летом.

Несмотря на то, что основной источник энергии низкочастотных микросейсм является внешним по отношению к земной коре, а она является лишь средой распространения, состояние земной коры влияет на статистические характеристики и особенности поведения низкочастотных микросейсмических колебаний. Следовательно, если исследовать изменение характеристик сейсмического шума во времени, то есть надежда на то, что такое исследование даст важную информацию об изменениях в земной коре, в том числе и связанных с сейсмическим процессом и подготовкой сильных землетрясений. В работах [Соболев, 2004; Соболев и др., 2005] исследовались особенности периодической структуры точечного процесса, образуемого сильными выбросами микросейсмического шума перед сильными землетря-

сениями. В дальнейшем анализ периодической структуры выбросов был существенно расширен исследованием интенсивности и энергии асимметричных низкочастотных импульсов в сейсмическом фоне [Соболев, Любушин, 2006; Соболев и др., 2008; Соболев, 2008].

Другим интересным направлением в анализе особенностей низкочастотного сейсмического шума является исследование эффектов увеличения синхронизации поля микросейсм. Очевидно, что такой подход нуждается в использовании синхронных данных от нескольких сейсмических станций. В работе [Соболев, Любушин, 2007] при исследовании фона перед катастрофическим землетрясением на Суматре (26 декабря 2004 г., $M = 9.2$) для этой цели были использованы многомерные спектральные и вейвлетные меры когерентности, оцененные в скользящих временных окнах [Любушин, 2007]. Меры когерентности оценивались для микросейсм после перехода к шагу по времени 30 с (путем усреднения в 600 раз исходных широкополосных сейсмических данных сети IRIS с частотой дискретизации 20 Гц) в относительно коротком временном окне длиной 12 часов и был получен значимый эффект возникновения синхронизации на 4-х сейсмических станциях (включая и весьма удаленные от эпицентра) за 2.5 дня до основного толчка, причем наблюдалась миграция основного периода синхронизации в область низких частот (от периода 2.5 минут до 6 минут) по мере приближения правого конца скользящего временного окна к моменту землетрясения. Этот эффект синхронизации с миграцией основной частоты был интерпретирован как воздействие землетрясения на о. Маккуори (южная оконечность о. Тасмании, 23 декабря 2004 г., $M = 7.9$), которое могло послужить триггером Суматранской катастрофы.

Дальнейшие попытки применения мер когерентности непосредственно к сейсмическим данным привели лишь к выделению очевидных и малоинтересных эффектов синхронизации связанных со вступлением сейсмических волн от сильных землетрясений (в области высоких частот), либо с глобальным приливным воздействием на широкополосные сейсмические данные (в области низких частот и при использовании длинных временных окон). В связи с этим возникла идея предварительного нелинейного преобразования исходных временных рядов в последовательность безразмерных параметров, каждый из которых вычислялся бы на некоторых интервалах времени “малой” длины и содержал бы информацию о статистических свойствах шума. В качестве такого информативного нелинейного преобразования исходных данных решено было взять параметры мульти-фрактального

спектра сингулярности $F(\alpha)$ [Feder, 1988] – ширину носителя спектра $\Delta\alpha$ и значение α^* аргумента спектра $F(\alpha)$, реализующего его максимум (α^* называется также обобщенным показателем Херста). Использование оценок спектров сингулярности шумовой составляющей временных рядов является одним из перспективных направлений анализа данных в самых различных областях мониторинга, в том числе и в геофизике [Kantelhardt et al., 2002; Ida et al., 2005; Currenti et al., 2005; Ramírez-Rojas et al., 2005; Telesca et al., 2005; Любушин, Соболев, 2006; Любушин, 2007; 2008; 2009].

Переход от анализа исходных данных низкочастотных микросейсм к исследованию вариаций параметров $\Delta\alpha$ и α^* их спектров сингулярности, оцененных в последовательных “малых” временных окнах (что фактически является одновременно переходом в область более низких частот), позволил обнаружить скрытые эффекты синхронизации, выделение которых было невозможно при анализе исходных данных [Любушин, Соболев, 2006; Любушин, 2007; 2008; 2009]. Длина “малого” скользящего временного окна, в пределах которого оценивались спектры сингулярности, бралась равной 12 часам (при переходе к шагу дискретизации микросейсм 0.5 мин.) со смещением окна 1 час, влияние низкочастотных приливных вариаций устранялось путем удаления локально-полиномиальных масштабозависимых трендов в каждом окне [Любушин, 2007]. Спектральные меры когерентности для вариаций параметров спектров сингулярности оценивались в скользящих временных окнах длиной 5 суток. В результате были выделены эффекты синхронизации, предвещающие землетрясения на Камчатке (Кроноцкое землетрясение 05 декабря 1997 г., $M = 7.8$) и в Японии (недалеко от Хоккайдо, 25 сентября 2003 г., $M = 8.3$) с периодами синхронизации от 250 до 1000 минут, возникающие за 3–7 суток до события [Любушин, Соболев, 2006; Соболев и др., 2008; Любушин, 2008]. Однако применение этого подхода к анализу микросейсм перед Симуширским землетрясением на Курильских островах (15 ноября 2006 г., $M = 8.2$) не дало ожидаемого предвещающего эффекта синхронизации. Более того, перед этим землетрясением наблюдалось устойчивое отсутствие синхронизации, в то же время всплеск синхронного поведения был замечен для участка времени длительностью около 16 суток, 11–28.10.2006 г., причем тонкая частотно-временная структура пятна синхронизации была довольно устойчива по отношению к изменению состава станций, включаемых в обработку [Любушин, 2008]. Длительность анализируемых интервалов времени перед вышеперечисленными 3-мя событиями составляла 30.5, 25 и 61.5 суток соответственно, а число одновременно

анализируемых станций было равно 6, 6 и 8. Станции находились на расстояниях от 70 до 7160 км от эпицентра в зависимости от того или иного землетрясения.

Одна из наиболее вероятных причин большого радиуса действия эффектов синхронизации — это интенсивные атмосферные и океанические процессы, причем не только в окрестности мест проведения измерений, но и практически в любом регионе земного шара, которые могут как синхронизировать параметры шума, так и быть триггером сильных землетрясений. Таким образом, синхронизации, наблюдаемые перед Кроноцким землетрясением 05.11.1997 г. и перед землетрясением на Хоккайдо 25.09.2003 г., могут быть индикаторами триггерного воздействия на земную кору атмосферных и океанических процессов, одновременно синхронизирующих вариации параметров микросейсмического шума.

В связи с этой гипотезой возникает идея проследить, как изменяется во времени степень синхронизации микросейсм вследствие атмосферного воздействия. Иными словами, если параметры микросейсм синхронизируются сильно коррелированной атмосферной причиной, то в зависимости от состояния земной коры степень этой синхронизации может быть как малой, так и большой. Реализация этой идеи требует анализа сейсмических записей длительностью не 20–60 суток, а годы, причем временное окно, которое используется для оценки спектра сингулярности (или иной статистики от временного интервала) также должно быть не 5 суток, а много больше.

Для этой цели почти идеально подходит база данных широкополосных сейсмических записей от сети F-net, состоящей из 83-х станций на Японских островах с интервалом наблюдений с начала 1997 года по текущее время. Данные этой сети свободно доступны для скачивания в интернете по адресу <http://www.hinet.bosai.go.jp/fnet> и снабжены быстрым и удобным интерфейсом. В работе [Любушин, 2009] был произведен анализ записей вертикальных компонент базы данных F-net с частотой дискретизации 1 Гц (LHZ-записи) за период с начала 1997 г. по июнь 2008 г. Рассматривались также сигналы с шагом дискретизации 1 минута, полученные из исходных данных с помощью усреднения и прореживания. Путем оценки мульти-фрактальных 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 [Gilmoge, 1981], делается предположение, что событие на Хоккайдо может быть форшоком еще более сильного землетрясения, готовящегося в районе Японских островов.

Данная работа является продолжением статьи [Любушин, 2009] и, помимо того, что она включает в себя анализ еще 1 года непрерывных наблюдений, преследуется цель проверки того, что синхронизация статистик низкочастотных микросейсм должна наблюдаться не только для параметров спектра сингулярности (к которым, помимо $\Delta\alpha$ и α^* , добавлен еще один параметр — показатель асимметрии спектра сингулярности γ), но и для других характеристик фона. В качестве таких величин рассмотрены дополнительно логарифм дисперсии, спектральная экспонента и новая характеристика — индекс линейной предсказуемости. Оказалось, что при использовании очень длинного временного окна, равного 1 году для оценки многомерной меры корреляции между суточными вариациями медианных значений статистик фона от 5 пространственных кластеров, наблюдается устойчивый рост степени синхронизации незадолго до землетрясения на Хоккайдо с выходом на новый уровень высокой синхронизации. Кроме того, анализ поведения трендов индекса линейной предсказуемости позволил довольно точно определить начало процесса усиления синхронизации — середина 2002 года.

ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ: СЕТЬ F-net

Для анализа использовались данные японской широкополосной сейсмической сети F-net за период наблюдения с начала 1997 года по август 2009 года включительно (более 12.5 лет). Общее число станций равно 83, но реально число работающих станций постоянно менялось в связи с перерывами в ре-

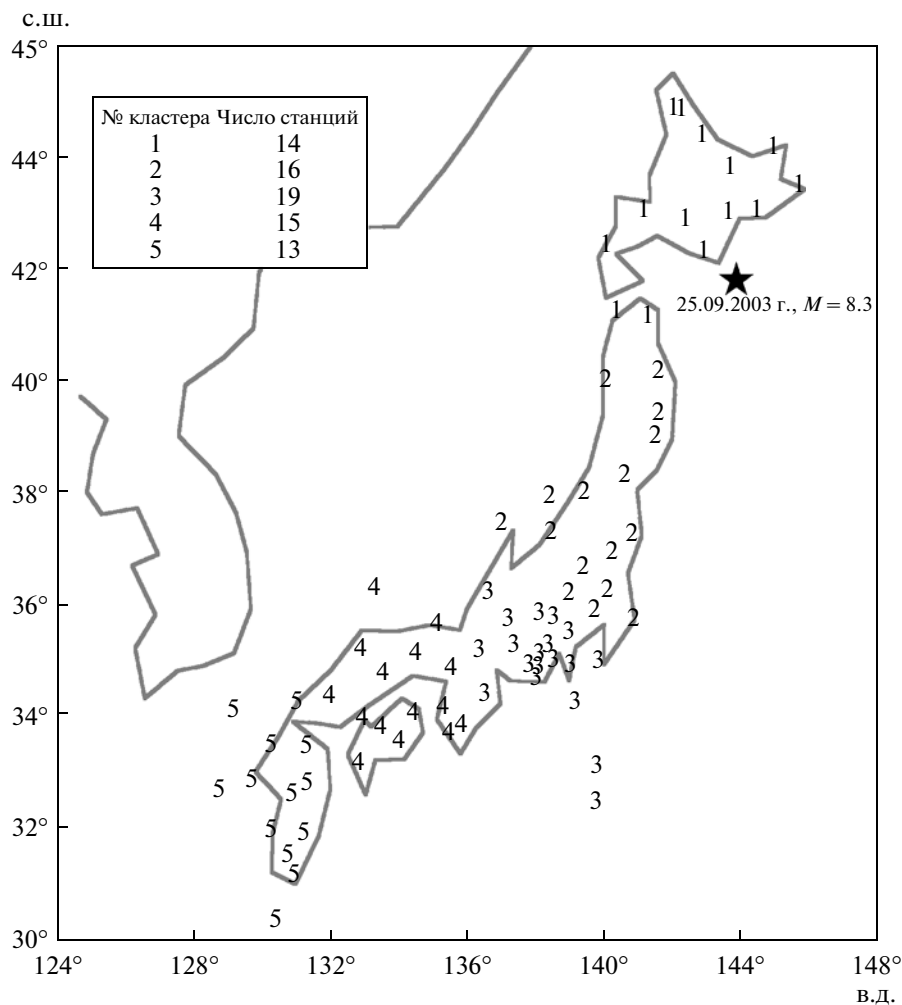


Рис. 1. Положения 77 широкополосных сейсмических станций сети F-net и их разбиение на 5 пространственных кластеров с указанием числа станций в каждом кластере. Гипоцентр землетрясения 25.09.2003 г., $M = 8.3$, отмечен звездой.

гистрации, закрытием старых станций и открытием новых. 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, были закрыты. Анализируемые данные — вертикальные компоненты с шагом по времени 1 с, содержат интервалы пропусков, а также неправильных данных (типа постоянных нулевых значений) по причине сбоев в измерительной и регистрирующей аппаратуре.

Рассматривались лишь станции, расположенные выше 30° СШ, что исключает из анализа данные 6 уединенных станций, расположенных на удаленных небольших островах. Положения остальных 77 станций представлено на рис. 1 цифрами от 1 до 5, которые являются метками принадлежности станций 5 пространственным кластерам, вместе с числом станций в каждом кластере. Разбиение станций на

пространственные кластеры преследует 2 цели: пространственное усреднение параметров микросейсм (усреднение осуществлялось посредством взятия медианы по станциям) и обеспечения непрерывности усредненного по кластеру значений в силу достаточно большого числа станций (то есть всегда работали несколько станций внутри кластеров). Гипоцентр землетрясения 25.09.2003 г., $M = 8.3$, отмечен звездой.

ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ СТАТИСТИКИ И МЕТОДЫ

При употреблении термина “статистика” далее имеется в виду его значение как “функция от наблюдений” [Cox, Hinkley, 1974]. Ниже рассматриваются 6 таких статистик, каждая из которых определена на последовательных (непересекающихся) временных интервалах заданной длины. Для микросейсмических данных, приведенных к шагу по времени 1 минута длина этих интервалов времени составляет

1 сутки (1440 отсчетов). Поскольку данные регистрации микросейсмических колебаний содержат пропуски и сбойные участки различной длины, то, для получения непрерывных временных рядов вариаций исследуемых статистик с шагом 1 сутки, вычислялась их медиана по станциям, обеспечивающим нормальную регистрацию в течение текущих суток.

Таким образом, получалось множество из 30 временных рядов (6 параметров, умноженные на 5 кластеров станций) с равномерным шагом по времени 1 сутки. Каждый отчет каждого из этих 30 временных рядов представляет собой результат последовательности из 3-х операций усреднения: 1) непосредственного временного усреднения – перехода от исходных 1-секундных отсчетов к 1-минутным путем взятия средних значений по последовательным 60 точкам; 2) косвенного временного усреднения, реализуемого как оценка той или иной статистики по последовательным 1440 1-минутным значениям микросейсм от каждой станции (если такие данные имеются); 3) пространственное усреднение полученных суточных оценок статистик путем взятия медианы по значениям от работоспособных станций внутри кластера.

Спектральная экспонента β и логарифм дисперсии $\lg(Var)$. Спектральная экспонента β определяет тип изменения логарифма спектра мощности в зависимости от логарифма периода и ее значение тесно связано с фрактальными характеристиками шума [Feder, 1988]. Анализ изменений спектральных экспонент широко используется в геофизике [Смирнов и др., 2005]. Ниже вместо классических оценок спектра мощности на основе Фурье-разложения или параметрических моделей использовалась ее оценка по скорости изменения средних значений квадратов модулей вейвлет-коэффициентов [Mallat, 1998], что автоматически обеспечивает сильное сглаживание спектра, необходимое для оценки спектральной экспоненты:

$$W_k = \sum_{j=1}^{N^{(k)}} |c_j^{(k)}|^2 / N^{(k)}. \quad (1)$$

Здесь $c_j^{(k)}$ – коэффициенты ортогонального дискретного вейвлет-разложения выборки временного ряда, $k = 1, \dots, m$ – номер уровня детальности разложения, $N^{(k)}$ – число вейвлет-коэффициентов на уровне детальности k , $N^{(k)} \leq 2^{(m-k)}$. Тогда, аналогично соотношению для скорости роста спектра мощности, $W_k \sim (s_k)^\beta$, где s_k – характерный временной масштаб уровня детальности k . Поскольку $s_k = 2^k - 2^{(k+1)}$, то отсюда следует, что

$$\log_2(W_k) \sim k^\beta. \quad (2)$$

Таким образом, значение коэффициента наклона прямой, подогнанной методом наименьших квадратов к парам значений $((\log_2(W_k)), k)$, дает оценку для величины β . Параметр β оценивался в последовательных временных окнах длиной 1440 отсчетов (1 сутки). Ранее такой способ вычисления спектральных экспонент при анализе микросейсмического шума использовался в [Любушин, 2008]. Для того, чтобы исключить влияние приливных вариаций, в каждом окне устранялся полиномиальный тренд 8-го порядка и для остатка вычислялся вейвлетный спектр мощности (1) и десятичный логарифм дисперсии $\lg(Var)$. При этом выбирался оптимальный ортогональный вейвлет Добеши с числом обнуляемых моментов от 2 до 10, реализующий минимум энтропии распределения квадратов вейвлет-коэффициентов для первых 7 уровней детальности вейвлет-разложения (масштабы или “периоды” от 2 до 256 минут при шаге по времени 1 минута).

Выше описаны параметры, которые вычисляются для суточных временных интервалов на каждой станции, которая обеспечивает нормальную регистрацию для текущих суток. Далее применяется операция усреднения по станциям внутри кластеров. Значения медиан будем обозначать $\bar{\beta}_r(s)$ и $\lg(Var)_r(s)$. В этих обозначениях верхняя черта означает пространственное усреднение (взятие медианы внутри кластеров), нижний индекс $r = 1, \dots, 5$ показывает какому из 5 кластеров принадлежит то или иное значение медианы, а аргумент s является целочисленным индексом, нумерующим последовательные сутки либо от общего начала наблюдений (начало 1997 года), либо от начала временного окна, в отличие от временного индекса t , нумерующего последовательные 1-минутные отсчеты сейсмических записей внутри текущих суток.

Индекс линейной предсказуемости ρ вычисляется по формуле: $\rho = V_0/V_{AR} - 1$. Здесь V_0 – дисперсия ошибки $\varepsilon_0(t+1)$ тривиального прогноза $\hat{x}_0(t+1)$ на 1 шаг вперед для приращений $x(t)$ сейсмических записей, который равен среднему по предыдущему “малому” временному окну длиной n отсчетов: $\hat{x}_0(t+1) = \sum_{s=t-n+1}^t x(s)/n$. Таким образом, $\varepsilon_0(t+1) = x(t+1) - \hat{x}_0(t+1)$, а $V_0 = \sum_{t=n+1}^N \varepsilon_0^2(t)/(N-n)$, где $N > n$ – число отсчетов в последовательных “больших” временных фрагментах. Величина V_{AR} вычисляется по аналогичной формуле $V_{AR} = \sum_{t=n+1}^N \varepsilon_{AR}^2(t)/(N-n)$, в которой $\varepsilon_{AR}(t+1) = x(t+1) - \hat{x}_{AR}(t+1)$ есть ошибка

линейного прогноза $\hat{x}_{AR}(t+1)$ на 1 шаг вперед с помощью модели авторегрессии 2-го порядка (*AR*-прогноз), коэффициенты которой оцениваются также по предыдущему “малому” временному окну длиной n отсчетов. То есть, рассматривается модель:

$$x(t) + a_1 x(t-1) + a_2 x(t-2) = e(t) + d, \quad (3)$$

в которой вектор $c = (a_1, a_2, d)^T$ является вектором неизвестных параметров, определяемых по скользящему “малому” окну длиной n отсчетов из условия минимума суммы квадратов невязок $e(t)$. Введем вектор $Y(t) = (-x(t-1), -x(t-2), 1)^T$. Тогда авторегрессионную модель можно коротко записать в виде: $x(t) = c^T Y(t) + e(t)$. Для вычисления прогноза на шаг вперед $\hat{x}_{AR}(t+1)$ найдем вектор c из условия минимума суммы квадратов невязок $e(t)$ по предыдущим n отсчетам: $\sum_{\lambda=t-n+3}^t e^2(\lambda) = \sum_{\lambda=t-n+3}^t (x(\lambda) - c^T Y(\lambda))^2 \rightarrow \min_c$, откуда нетрудно получить формулы для оценки метода наименьших квадратов вектора параметров и прогноза на 1 шаг вперед:

$$\begin{aligned} \hat{c} &= A^{-1}(t)R(t), \quad A(t) = \sum_{\lambda=t-n+3}^t Y(\lambda)Y^T(\lambda), \\ R(t) &= \sum_{\lambda=t-n+3}^t x(\lambda)Y(\lambda), \\ \hat{x}_{AR}(t+1) &= x(t+1) - \hat{c}^T t)Y(t). \end{aligned} \quad (4)$$

Выбор 2-го порядка авторегрессии обусловлен тем, что этот порядок – минимальный для *AR*-модели, при котором описывается колебательное движение и допускается положение максимума спектральной плотности в значениях частот между частотой Найквиста и нулевой [Вох, Jenkins, 1970; Kashyap, Rao, 1976]. Переход к приращениям связан с необходимостью избавления от доминирования низких частот (приливной компоненты и прочих трендов). *AR*-прогноз использует свойство коррелированности соседних значений приращений записей и, если она имеет место, то $V_{AR} < V_0$ и $\rho > 0$.

Ниже всюду при вычислении индекса линейной предсказуемости ρ для 1-минутных данных оценки производились в последовательных “длинных” временных окнах длиной $N = 1440$ отсчетов (1 сутки) и при “коротком” окне длиной $n = 60$ отсчетов (1 час).

Параметры α^* , $\Delta\alpha$ и γ мульти-фрактального спектра сингулярности. Пусть $X(t)$ – случайный процесс. Определим в качестве меры $\theta(t, \delta)$ поведения сигнала $X(t)$ на интервале $[t, t + \delta]$ размах: $\theta(t, \delta) =$

$= \max_{t \leq \lambda \leq t+\delta} X(\lambda) - \min_{t \leq \lambda \leq t+\delta} X(\lambda)$ и вычислим среднее значение модуля таких мер в степени q :

$$M(\delta, q) = M\{(\theta(t, \delta))^q\}, \quad (5)$$

где $M\{\dots\}$ – знак математического ожидания. Случайный процесс называется масштабно-инвариантным, если $M(\delta, q) \sim |\delta|^{v(q)}$ при $\delta \rightarrow 0$, то есть существует предел:

$$v(q) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\ln M(\delta, q)}{\ln |\delta|}. \quad (6)$$

Если зависимость $v(q)$ является линейной: $v(q) = Hq$, где $H = \text{const}$, $0 < H < 1$, то процесс называется монофрактальным [Тагги, 1988]. Спектр сингулярности $F(\alpha)$ можно определить как фрактальную размерность моментов времени λ_α , имеющих одно и то же значение локального показателя Гельдера–Липшица: $h(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\ln(\theta(t, \delta))}{\ln |\delta|}$, то есть $h(\lambda_\alpha) = \alpha$. Смысл

возведения в различные степени q в формуле (5) заключается в том, что эта операция позволяет придать разные веса интервалам времени с большой и малой мерами изменчивости сигнала. Если $q > 0$, то основной вклад в среднее значение $M(\delta, q)$ дают интервалы времени с большой изменчивостью, тогда как интервалы времени с малой изменчивостью вносят максимальный вклад при $q < 0$.

Если оценивать спектр сингулярности $F(\alpha)$ в скользящем временном окне, то его эволюция дает информацию об изменении структуры шума. Для оценки спектра сингулярности в скользящем временном окне в статье использовалась разновидность метода DFA [Kantelhardt et al., 2002], которая подробно описана в работах [Любушин, Соболев, 2006; Любушин, 2007; 2008; 2009]. Ниже при анализе низкочастотных микросейсм использовались оценки спектра сингулярности в последовательных непересекающихся временных окнах длиной 1 сутки (1440 отсчетов), локальные масштабно-зависимые тренды удалялись полиномами 8-го порядка.

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 $F(\alpha^*) < 1$. 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 является своего рода мерой числа скрытых степеней свободы стохастической системы. Помимо этих 2-х параметров будет анализироваться также величина $\gamma = \alpha^* - (\alpha_{\min} + \alpha_{\max})/2$, которая характеризует степень асимметрии спектра сингулярности.

Аналогично обозначениям $\bar{\beta}_r(s)$ и $\overline{\lg(Var)}_r(s)$, введенным выше, будем обозначать через $\bar{\rho}_r(s)$, $\bar{\alpha}_r^*(s)$, $\overline{\Delta\alpha}_r(s)$ и $\bar{\gamma}_r(s)$ значения медиан соответствующих статистик, где верхняя черта символизирует операцию взятия медианы, аргумент s нумерует последовательные сутки, а индекс $r = 1, \dots, 5$ нумерует кластеры станций.

Робастная множественная мера корреляции κ . В этом абзаце кратко описывается процедура вычисления меры, описывающей множественную (совокупную) корреляцию компонент многомерного временного ряда. Она основана на использовании канонических корреляций [Hotelling, 1936; Rao, 1965], но отличается от классического подхода использованием робастных (устойчивых к выбросам) оценок. Подробно она изложена в [Любушин, 2007]. Пусть $u_r(s)$, $r = 1, \dots, Q$ – Q -мерный временной ряд, $s = 1, \dots, L$ – дискретное время. В нашем случае $Q = 5$ (число кластеров станций); $u_r(s)$ – медианные суточные значения $\bar{\beta}_r(s)$, $\overline{\lg(Var)}_r(s)$, $\bar{\rho}_r(s)$, $\bar{\alpha}_r^*(s)$, $\overline{\Delta\alpha}_r(s)$, $\bar{\gamma}_r(s)$; s – индекс, нумерующий последовательные сутки, L – общее число последовательных суток, анализируемых одновременно, которое далее будет равно либо 91 (четверть года), либо 365 (1 год).

Выделим компоненту с номером p и рассмотрим линейную регрессионную модель влияния всех прочих компонент на выбранную u_p

$$\begin{aligned} u_p(s) &= w_p(s) + \varepsilon_p(s), \\ w_p(s) &= \sum_{r=1, r \neq p}^Q \gamma_r^{(p)} u_r(s). \end{aligned} \quad (7)$$

Регрессионные коэффициенты $\gamma_r^{(p)}$ найдем из условия минимума суммы модулей $\sum_{s=1}^L |\varepsilon_p(s)|$, после чего вычислим оценку коэффициента корреляции μ_p между выделенной компонентой $u_p(s)$ и получившимся регрессионным вкладом $w_p(s)$ согласно формуле робастной оценки коэффициента корреляции [Huber, 1981]:

$$\mu_p = (S(\bar{z}_p^2) - S(\bar{z}_p^2)) / (S(\bar{z}_p^2) + S(\bar{z}_p^2)), \quad (8)$$

где $\bar{z}_p(t) = a_p u_p(s) + b_p w_p(s)$, $\bar{z}_p(s) = a_p u_p(s) - b_p w_p(s)$, $a_p = 1/S(u_p)$, $b_p = 1/S(w_p)$, $S(u_p) = \text{med}|u_p - \text{med}(u_p)|$. Здесь $\text{med}(u_p)$ означает медиану выборки $u_p(s)$, $s = 1, \dots, L$, а $S(u_p)$, таким образом, является абсолютным медианным отклонением выборки $u_p(s)$. Необходимость использования робастных оценок, то есть минимизации суммы модулей регрессионных остатков $\varepsilon_p(s)$, а не их квадратов (что вычислительно много проще), а также использование формулы (8) для оценки коэффициента корреляции связано с необходимостью обеспечения устойчивости полученных оценок μ_p по отношению к большим выбросам, обусловленным наличием вступлений от близких малых и средних и удаленных сильных землетрясений.

Величину μ_p назовем робастной канонической корреляцией [Hotelling, 1936; Rao, 1965] p -ой компоненты по отношению ко всем прочим. Проведем эти вычисления последовательно для всех $p = 1, \dots, Q$. Затем определим величину:

$$\kappa = \prod_{p=1}^Q |\mu_p|, \quad (9)$$

которую назовем робастной множественной мерой корреляции многомерного временного ряда.

Очевидно, что $0 \leq \kappa \leq 1$ и чем ближе значение (9) к единице, тем сильнее общая связь вариаций компонент многомерного временного ряда $u_p(s)$ друг с другом. Вычислив величины (9) не для всей выборки, а в скользящем временном окне заданной длины L отсчетов с временной меткой правого конца скользящего окна τ , получим эволюцию множественной корреляции (9) в виде зависимости $\kappa(\tau|L)$. По числу используемых статистик суточных временных фрагментов мы получим 6 таких зависимостей, при записи которых для простоты второй аргумент L будем опускать: $\kappa_{\beta}(\tau)$, $\kappa_{\lg(Var)}(\tau)$, $\kappa_{\rho}(\tau)$, $\kappa_{\alpha^*}(\tau)$, $\kappa_{\Delta\alpha}(\tau)$ и $\kappa_{\gamma}(\tau)$. Заметим также, что величины (8) и (9) вычислялись не для исходных, а для приращений медианных значений с целью обеспечения большей стационарности анализируемых выборок.

РЕЗУЛЬТАТЫ АНАЛИЗА

Графики медианных величин используемых 6 статистик представлены на рис. 2 и рис. 3. Они характеризуются довольно случайным и нерегулярным характером поведения. Поэтому на этих рисунках толстыми черными линиями изображены графики временного усреднения исходных медианных значений в скользящем окне радиуса 14 суток. Эти средние значения часто демонстрируют сильно выраженные сезонные (годовые) изменения. Следует обратить внимание на изменение характера сезон-

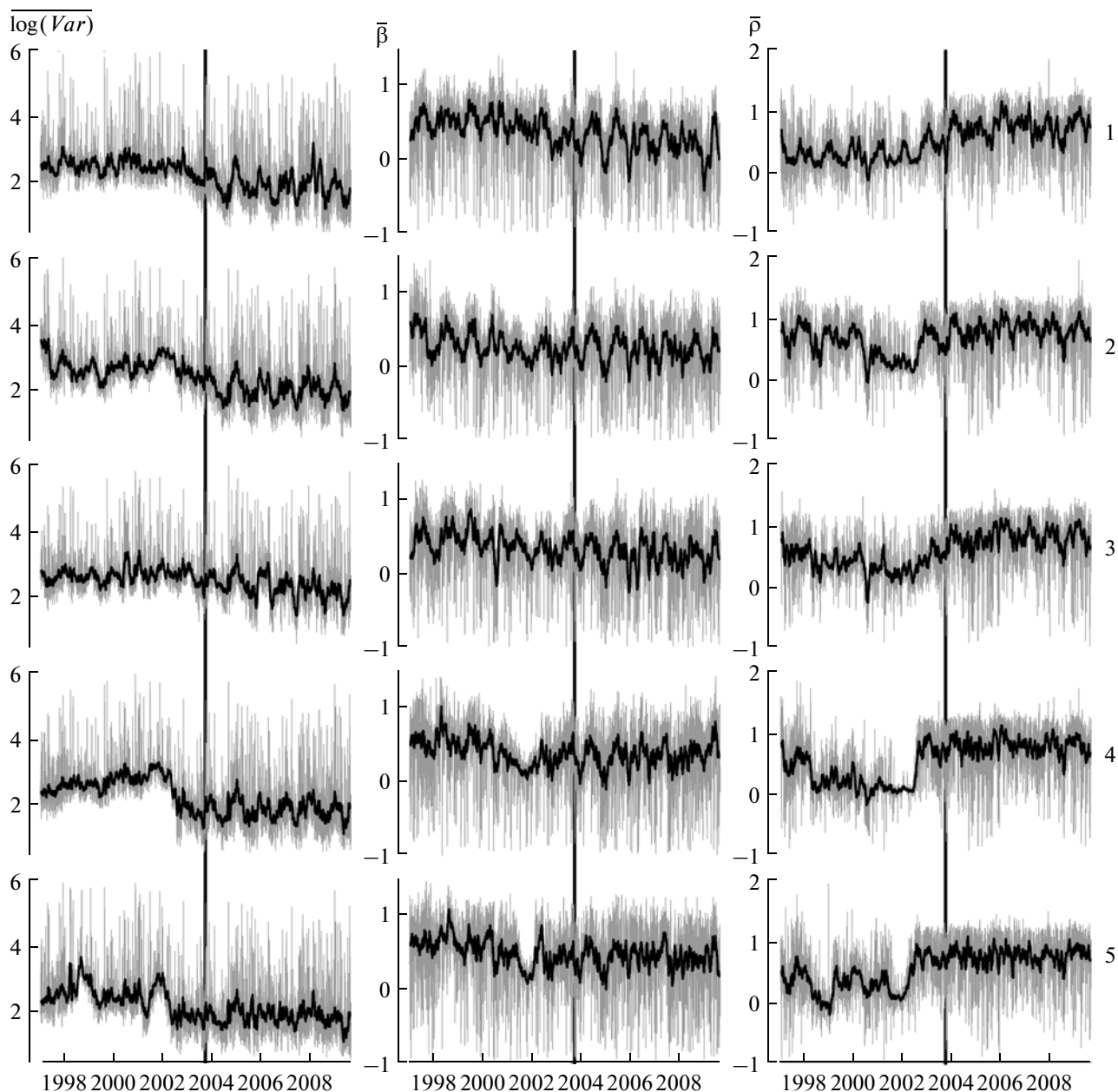


Рис. 2. Серые линии – графики поведения медиан $\overline{\lg(Var)}$ десятичных логарифмов дисперсии, спектральных экспонент $\bar{\beta}$ и индексов линейной предсказуемости $\bar{\rho}$, вычисленных для станций внутри 5-ти кластеров, положения которых представлены на рис. 1 (номера кластеров проставлены справа от графиков) для 1-минутных сейсмических записей; толстые черные линии – их усреднения в скользящем временном окне радиуса 14 суток. Параметры вычислялись внутри последовательных временных окон длиной 1440 отсчетов (1 сутки). Вертикальные линии соответствуют моменту землетрясения 25.09.2003 г.

ных вариаций параметров $\bar{\alpha}_r^*$, $r = 1, 2, 3$ на рис. 3 после землетрясения на Хоккайдо – амплитуда годовых вариаций сильно уменьшилась. В работе [Любушин, 2009] на этот эффект также было обращено внимание.

Следует также отметить, что, хотя годовые вариации величин, представленных на рис. 2, довольно синхронны, общий низкочастотный тренд уменьше-

ния медианных значений $\overline{\lg(Var)}$ сопровождается такими же общим трендом увеличения индекса линейной предсказуемости $\bar{\rho}$. Особенно ярко эта тенденция проявляется для 4-го и 5-го кластеров в интервале конца 2002 и начала 2003 г. При этом величины $\bar{\rho}_4$ и $\bar{\rho}_5$ претерпевают значительный и довольно резкий скачок, приходящийся на июль 2002 года. По всей видимости, этот скачок можно

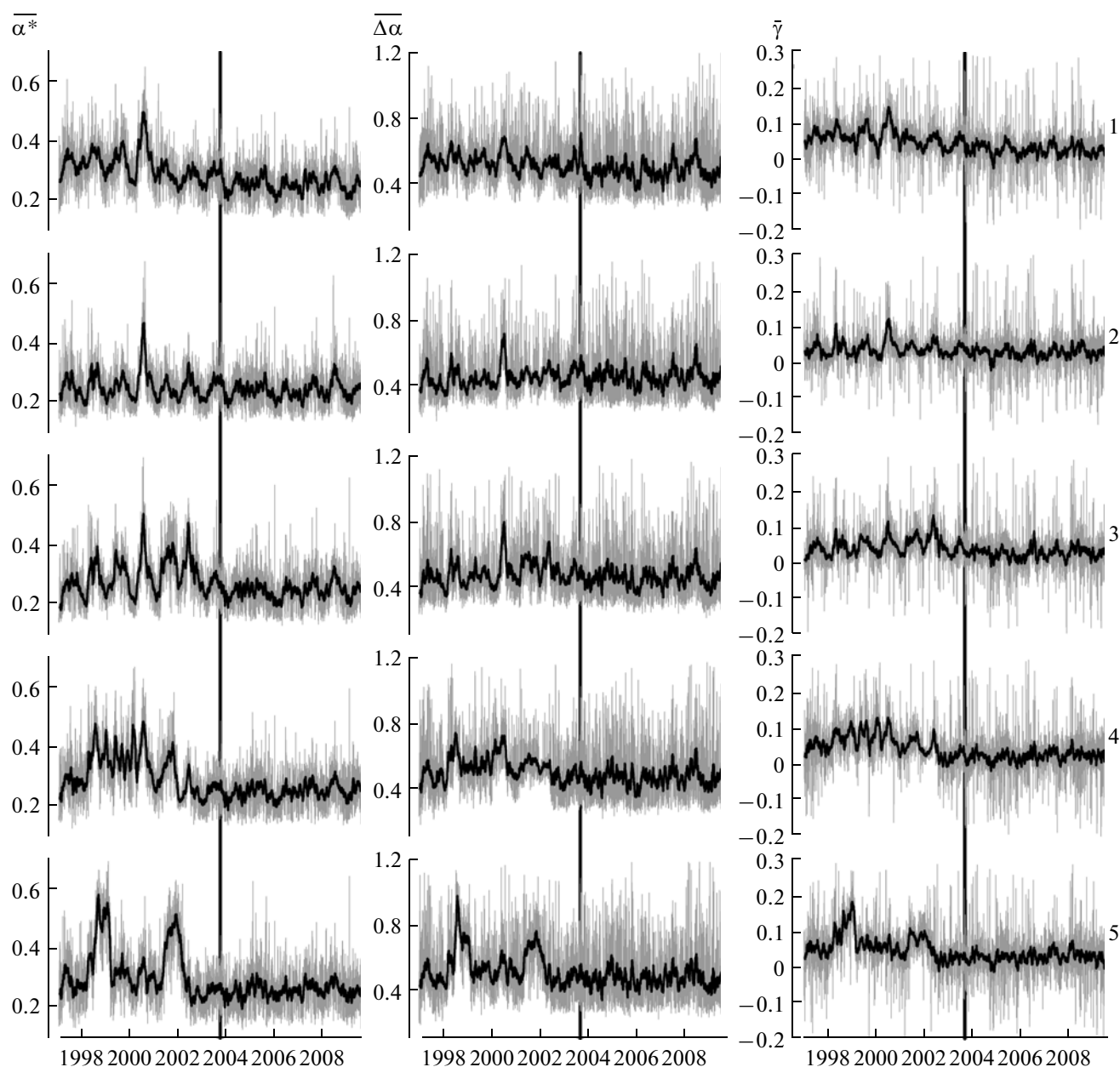


Рис. 3. Серые линии – графики поведения медиан параметров $\bar{\alpha}^*$, $\overline{\Delta\alpha}$, $\bar{\gamma}$ мульти-фрактальных спектров сингулярности, вычисленных для станций внутри 5-ти кластеров, положения которых представлены на рис. 1 (номера кластеров проставлены справа от графиков) для 1-минутных сейсмических записей; толстые черные линии – их усреднения в скользящем временном окне радиуса 14 суток. Спектры сингулярности вычислялись внутри последовательных временных окон длиной 1440 отсчетов (1 сутки). Вертикальные линии соответствуют моменту землетрясения 25.09.2003 г.

считать началом роста синхронизации. По смыслу своего построения рост индекса линейной предсказуемости означает увеличение временной коррелированности микросейсмических колебаний. Для трех северных кластеров медиана $\bar{\rho}$ растет довольно плавно, тогда как для 2-х южных она растет скачкообразно. Медианы спектральных экспонент $\bar{\beta}$ часто имеют максимумы, приходящиеся на летние месяцы

и минимумы на зимние, то есть летом микросейсмические колебания носят более низкочастотный характер, чем зимой.

Рис. 4 представляет графики изменений робастной множественной меры корреляции k для всех статистик. Мера (9) вычислена для 2-х временных окон – 91 день и 365 дней. Заметим, что использование годового окна для вычисления меры корреляции эквивалентно усреднению сезонных воздействий циклонов, штормов и ураганов как основных

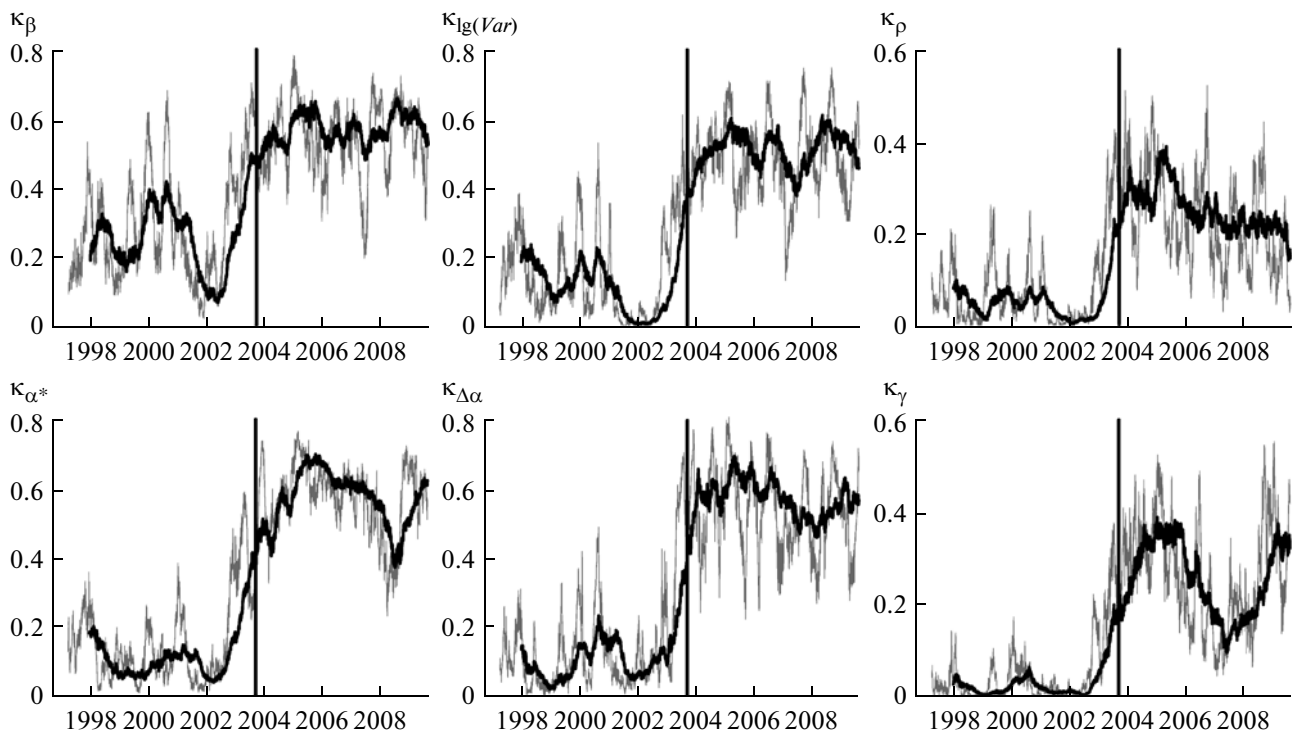


Рис. 4. Графики робастной множественной меры корреляции κ , оцененной для приращений медиан значений 6-ти статистик $\bar{\beta}$, $\overline{\lg(Var)}$, $\bar{\rho}$, $\bar{\alpha}^*$, $\overline{\Delta\alpha}$ и $\bar{\gamma}$ (нижний индекс у величин κ), вычисленных для сейсмических станций внутри 5-ти пространственных кластеров (рис. 1) для 1-минутных данных в последовательных сутках. Серые линии соответствуют оценкам κ в окне длиной 0.25 года (91 отсчет), а черные линии – в окне длиной 1 год (365 отсчетов). Вертикальные толстые линии соответствуют моменту землетрясения 25.09.2003 г.

генераторов низкочастотных микросейсм и делает оценку весьма гладкой и устойчивой – это заметно при сравнении серых и черных линий на рис. 4. Главная же особенность графиков на рис. 4 – это рост степени множественного коэффициента корреляции перед событием 25.09.2003 г. и его стабилизация на новом более высоком уровне.

ВЫВОДЫ

Разработан и реализован метод вычисления пространственных средних по кластерам пунктов наблюдения систем мониторинга, позволяющий эффективно вычислять меры корреляции и когерентности вариаций любых статистик, определенных на последовательных интервалах времени при наличии перерывов в работе отдельных станций.

Проведенный анализ показал, что использование больших длин временного окна (1 год) делает выделение эффектов синхронизации очень устойчивым и статистически значимым. В данной статье был независимо (за счет использования не только параметров спектров сингулярности) подтвержден основной вывод работы [Любушин, 2009] о синхронизации параметров поля низкочастотных микро-

сейсм на Японских островах в связи с землетрясением на Хоккайдо 25.09.2003 г., причем, использование новой статистики – индекса линейной предсказуемости, позволило довольно точно указать время начала систематического роста синхронизации – июль 2002 года.

Работа выполнена при поддержке Программы “Электронная Земля” Президиума Российской академии наук и гранта РФФИ 09-05-00134.

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., 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 прогно-

- стические признаки // Физика Земли. 2008. № 4. С. 17–34.
- Любушин А.А. Тренды и ритмы синхронизации мультифрактальных параметров поля низкочастотных микросейсм // Физика Земли. 2009. № 5. С. 15–28.
- Смирнов В.Б., Пономарев А.В., Qian Jiadong, Черепанов А.С. Ритмы и детерминированный хаос в геофизических временных рядах // Физика Земли. 2005. № 6. С. 6–28.
- 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.
- Berger J., Davis P., Ekstrom G. Ambient Earth Noise: A survey of the Global Seismographic Network // J. Geophys. Res. 2004. V. 109. B11307.
- Vox G.E.P., Jenkins G.M. Time series analysis. Forecasting and control. Holden-Day. San Francisco, Cambridge, London, Amsterdam. 1970 (Русский перевод: Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. М.: Мир (в 2-х выпусках). 1974. 406 с. и 197 с.).
- Cox D.R., Hinkley D.V. Theoretical statistics. London, Chapman and Hall. 1974 (Русский перевод: Кокс Д., Хинкли Д. Теоретическая статистика. М.: Мир. 1978. 560 с.).
- Currenti G., C. del Negro, Lapenna V., Telesca L. Multifractality in local geomagnetic field at Etna volcano, Sicily (southern Italy) // Natural Hazards and Earth System Sciences. 2005. № 5, 555.
- 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.).
- Gutenberg B. Microseisms and weather forecasting // Journal of Meteorology. V. 4. Issue 1. February, 1947. P. 21–28.
- Hotelling H. Relations between two sets of variates // Biometrika. 1936. V. 28. P. 321–377.
- Huber P.J. Robust statistics. John Wiley and Sons. New York, Chichester, Brisbane, Toronto. 1981 (Русский перевод: Хьюбер П. Робастность в статистике. М.: Мир. 1984. 303 с.).
- 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., Konsciency-Bunde E., Havlin S., Bunde A., Stanley H.E. // Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series. Physica A. 2002. V. 316, P. 87–114.
- Kashyap R.L., Rao A.R. Dynamic stochastic models from empirical data. Academic Press. N.Y., San Francisco, London. 1976 (Русский перевод: Кашьяп Р.Л., Рао А.Р. Построение динамических стохастических моделей по экспериментальным данным. М.: Наука. 1983. 384 с.).
- Kobayashi N., Nishida K. Continuous excitation of planetary free oscillations by atmospheric disturbances // Nature. 1998. V. 395. P. 357–360.
- Kurrle D., Widmer-Schmid R. Spatiotemporal features of the Earth's background oscillations observed in central Europe // Geophys. Res. Lett. 2006. V. 33. L24304.
- Mallat S. A wavelet tour of signal processing. Academic Press. San Diego, London, Boston, N.Y., Sydney, Tokyo, Toronto. 1998. 577 p. (Русский перевод: Малла С. Вэйвлеты в обработке сигналов. М.: Мир. 2005. 671 с.).
- 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.).
- Ramírez-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. № 4. P. 703–709.
- Rhie J., Romanowicz B. Excitation of Earth's continuous free oscillations by atmosphere-ocean-seafloor coupling // Nature. 2004. V. 431. 552–554.
- Rhie J., Romanowicz B. A study of the relation between ocean storms and the Earth's hum // G³: Geochemistry, Geophysics, Geosystems, An Electronic Journal of Earth Sciences, <http://www.agu.org/journals/gc/>. V. 7. № 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. V. 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. V. 29. P. 563–84.
- 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.