

УДК 550.334

МНОГОМЕРНЫЙ АНАЛИЗ ПАРАМЕТРОВ ФЛУКТУАЦИЙ GPS СИГНАЛОВ ДО И ПОСЛЕ МЕГАЗЕМЛЕТРЯСЕНИЯ 11 МАРТА 2011 г. В ЯПОНИИ

© 2015 г. А.А. Любушин¹, П.В. Яковлев², Е.А. Родионов²

¹ *Институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН, г. Москва, Россия*

² *Российский государственный геологоразведочный университет им. С. Орджоникидзе, г. Москва, Россия*

Рассматривается поле GPS сигналов, зарегистрированных на Японских островах с 30 января по 26 марта 2011 г. сетью из 1203 стационарных станций. Названный временной интервал включает в себя чуть более 40 суток до мегаземлетрясения 11 марта 2011 г. ($M=9.0$) и почти 16 суток после него. Зарегистрированные сигналы представляются в виде трехкомпонентных временных рядов с 30-минутным шагом по времени.

Исследуются статистические свойства случайных флуктуаций GPS сигналов после перехода к приращениям до и после сейсмической катастрофы. Рассматриваются карты трех свойств волновых форм шума – значения максимального нормированного собственного числа корреляционной матрицы и двух индексов гладкости, построенных с использованием ортогональных вейвлетов Добеши и Лэнга. Карты строятся по значениям в узлах покрывающей исследуемый регион регулярной сетки размером 50×50 узлов с использованием информации от ближайших к каждому узлу 10 станций. Таким образом для трех компонент GPS сигналов (N – смещение на север, E – смещение на восток, Z – смещение вверх) получается 18 матриц значений свойств шума, заданных в узлах сетки – по 9 наборов до и после события. Завершающим этапом анализа является вычисление трех матриц первых главных компонент исследуемых свойств шума и построение карт значений μ_p – максимального нормированного собственного числа корреляционной матрицы главных компонент в скользящем прямоугольном пространственном окне. Эти операции выполняются отдельно по данным до и после землетрясения.

Выполненный анализ показал, что значения μ_p до землетрясения значительно превосходят их значения после события. Область максимальных значений μ_p до сейсмического события включает в себя эпицентр будущего землетрясения, тогда как после события в зоне вокруг эпицентра наблюдается слабая корреляция шумов. Результаты анализа подтверждают гипотезу о повышенной корреляции свойств шумов геофизических полей в области подготовки крупных землетрясений и, следовательно, могут быть использованы при поиске предвестников землетрясений по данным GPS.

Ключевые слова: GPS сигналы, корреляционный анализ, метод главных компонент, индексы гладкости, вейвлеты, предвестники землетрясений.

Введение

Исследование характеристик случайных флуктуаций сложных нелинейных систем – одно из наиболее перспективных направлений научного анализа. Подобного рода исследования находятся на стыке разных дисциплин, поскольку в этой области общих признаков больше, чем различий, обусловленных конкретными особенностями изучаемых объектов. В этом смысле изучение такой сложной системы, как планета Земля, не является исключением. Например, низкочастотный сейсмический шум имеет сложную статистическую структуру, которая среди прочего несет в себе информацию о подготовке

геокаатастроф, в том числе крупных землетрясений, вулканических извержений, активизации асейсмических движений, обвалов и оползней.

Последние исследования сейсмических шумов привели к осознанию того, что именно их статистические характеристики содержат в себе наиболее ценную прогностическую информацию. Это позволило, в частности, дать (и опубликовать в серии статей и выступлений на российских и международных конференциях в 2008–2010 гг.) заблаговременный прогноз мегаземлетрясения, произошедшего в Японии 11 марта 2011 г. с $M=9$. История этого прогноза подробно изложена одним из авторов в [Любушин, 2011, 2012, 2013а; Lyubushin, 2012, 2013, 2014].

В данной статье методы динамической оценки сейсмической опасности, основанные на построения карт свойств шумовой компоненты геофизических полей, развитые в [Любушин, 2013а,б; Lyubushin, 2012, 2013, 2014] для анализа низкочастотного сейсмического шума, применяются для обработки данных GPS сигналов на сети из 1203 стационарных станций, покрывающих всю территорию Японии (рис. 1).

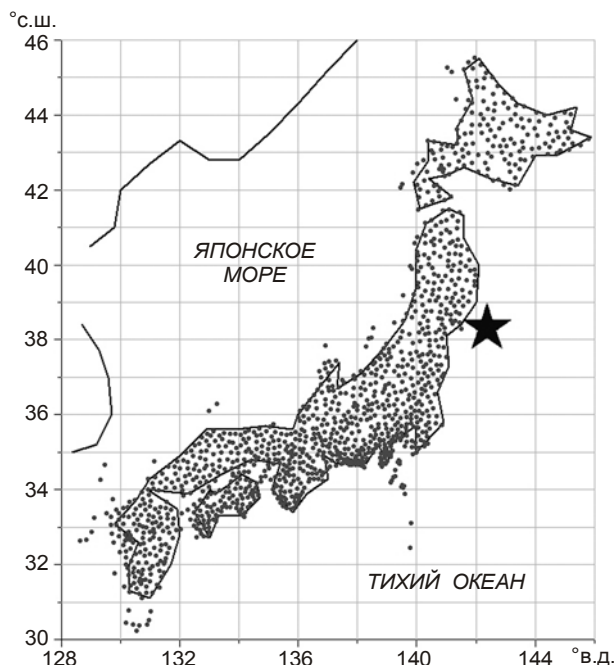


Рис. 1. Положения 1203 станций сети GPS. Звездочка – местоположение эпицентра землетрясения 11 марта 2011 г. ($M=9.0$)

Использовались данные за период 30.01–26.03.2011 г., которые размещены для свободного доступа на сайте <http://quakesim.org/tools/timeseries>. Названный период включает в себя мегаземлетрясение 11.03.2011 г. с $M=9.0$. Рассматривались построенные с 30-минутным шагом временные ряды трех зарегистрированных компонент – N (смещение на север), E (смещение на восток), Z (смещение вверх). Длина временных рядов до землетрясения составила 1932 отсчета (чуть более 40 сут), после – 756 отсчетов (почти 16 сут). Примеры графиков исходных данных представлены на рис. 2.

Анализировались случайные флуктуации сигналов, выделяемые в результате перехода к приращениям. Таким образом, в отличие от традиционного анализа GPS данных, имеющего своей целью выделение долговременных трендов в смещении точек на поверхности Земли и игнорирующего высокочастотные флуктуации сигналов, рассматривались шумовые флуктуации временных рядов.

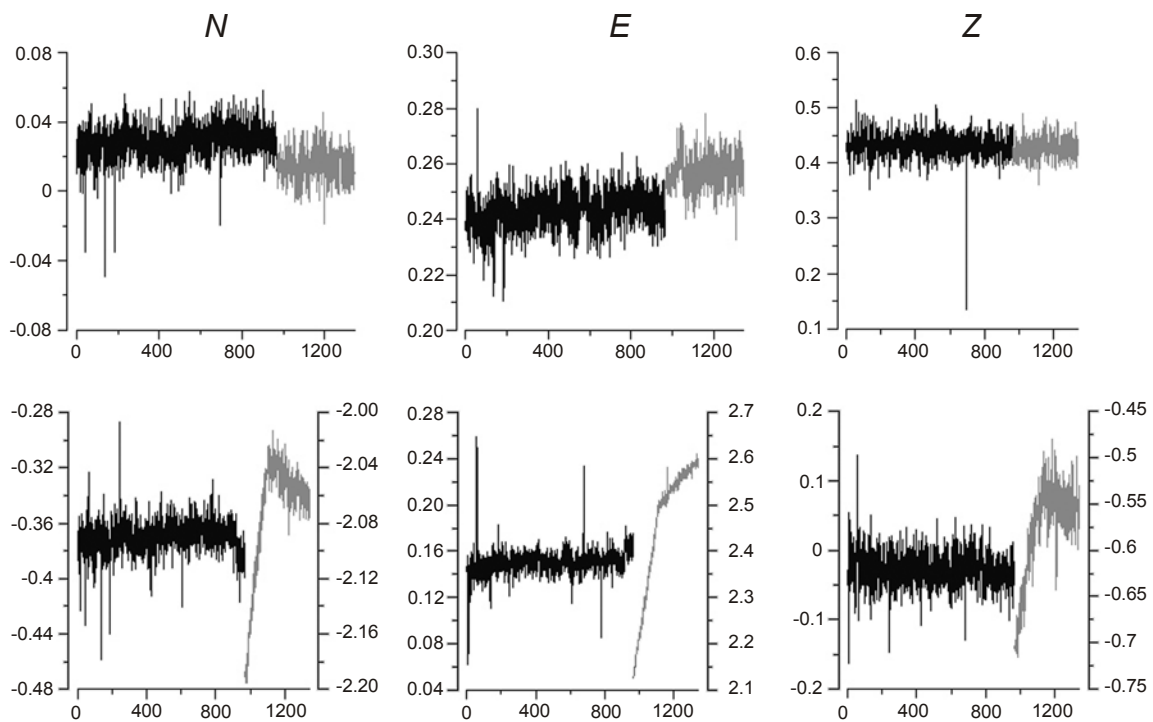


Рис. 2. Примеры временных рядов трех компонент GPS сигналов до землетрясения 11.03.2011 г. (черные графики) и после него (серые). Верхний ряд – графики для станции, удаленной от эпицентра землетрясения; нижний – для станции вблизи эпицентра. Горизонтальные оси – время, отсчитываемое в часах от начала 30.01.2011 г., ч (момент землетрясения приходится на временную метку 966.5); вертикальные – значения смещений, см (в нижнем ряду левые оси – для рядов до землетрясения, правые – после него)

Цель выполненного авторами анализа – выделение участков с повышенной корреляцией изменения характеристик шума GPS сигналов, которые рассматриваются как области повышенной сейсмической опасности.

Используемые статистики шума

Для каждого узла регулярной сетки размером 50×50 узлов, покрывающей изображенный на рис. 1 прямоугольный регион, вычислялась корреляционная матрица наблюдений за той или иной компонентой GPS сигналов от 10 ближайших станций после перехода к приращениям. Пусть λ_k , $k=1, \dots, m$, $m=10$ – собственные числа корреляционной матрицы, упорядоченные по убыванию: $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_m$. Нормированное максимальное собственное число равно

$$\mu = \lambda_1 / \sum_{j=1}^m \lambda_j. \quad (1)$$

По построению $0 \leq \mu \leq 1$ и определяет часть дисперсии (энергии колебаний), приходящуюся на первую главную компоненту наблюдений от ближайших 10 станций. Согласно методу главных компонент [Айвазян и др., 1989], величину μ можно рассматривать как меру, отражающую общность колебаний в шуме и, таким образом, как некоторую меру синхронизации шума. Корреляционная матрица – частный случай ковариационной матрицы, когда последняя вычисляется после операций центрирования и нормировки.

В данном случае перед вычислением ковариационной матрицы для каждой записи последовательно осуществлялись следующие операции: переход к приращениям; вычисление и удаление выборочного среднего; вычисление стандартного отклонения; деление на стандартное отклонение. После этих действий ковариационная матрица становится корреляционной для приращений, поэтому отношение максимального собственного числа к сумме всех остальных чисел по-прежнему определяет часть энергии колебаний в первой главной компоненте, но не для исходных записей, а после перехода к нормированным записям. Следует отметить, что для корреляционной матрицы сумма собственных чисел равна ее размерности, поэтому для 10 ближайших “соседей” в формуле (1) $\mu = \lambda_1/10$.

Помимо величины μ оценивались еще два параметра шума, характеризующих его гладкость. Первый из них, уже использованный в работах [Любушин, 2011; Lyubushin, 2012], основан на выборе оптимального ортогонального вейвлета из принципа минимума энтропии распределения квадратов вейвлет-коэффициентов [Mallat, 1998].

Пусть $c_k, k=1, N$ – коэффициенты ортогонального вейвлет-разложения с некоторым базисом. Использовались 17 ортогональных вейвлетов Добеши – десять базисов с минимальной длиной носителя с числом обнуляемых моментов от 1 до 10 и семь так называемых симлетов Добеши [Mallat, 1998] с числом обнуляемых моментов от 4 до 10. Для каждого из базисов вычислялась энтропия распределения квадратов коэффициентов:

$$En = -\sum_{k=1}^N p_k \log(p_k), \quad p_k = c_k^2 / \sum_{j=1}^N c_j^2. \quad (2)$$

Индексом гладкости Добеши будем называть число обнуляемых моментов у оптимального вейвлета, найденного из условия минимума величины (2). По построению этот индекс – целое число, меняющееся от 1 до 10. Чем выше число обнуляемых моментов базиса, тем он глаже и тем более гладкой является волновая форма шума.

Второй параметр – индекс гладкости Лэнга, основанный на использовании модификации классического ортогонального вейвлета Хаара, предложенного в [Lang, 1998]. Эта модификация дает возможность построения богатого базиса ортогональных вейвлетов, для которых возможно также введение параметра, описывающего гладкость случайной кривой [Фарков, 2005; Родионов, Фарков, 2009]. Математические конструкции, используемые для введения индекса гладкости Лэнга, кратко представлены в Приложении. Заметим, что индекс гладкости Лэнга уже использовался в геофизике для анализа записей низкочастотного сейсмического шума (см., например, [Строганов, 2012]).

Результаты анализа

Максимальное нормированное собственное число μ вычислялось по (1) в каждом узле регулярной сетки для записей ближайших к узлу 10 станций. Индексы гладкости в узлах определялись как средние из значений также для 10 ближайших станций. Во всех случаях осуществлялся переход к приращениям.

На рис. 3 представлены карты значений трех исследуемых характеристик, построенные для вертикальной компоненты GPS сигналов по данным до землетрясения 11.03.2011 г. (левый столбец) и после него (правый столбец). Карты A1, A2 соответствуют нормированному максимальному собственному числу корреляционной матрицы шума для 10 ближайших “соседей”; карты B1, B1 – медианам индекса гладкости Добеши; B1, B2 – медианам индекса гладкости Лэнга. Карты медиан обоих индексов гладкости также построены по данным 10 ближайших станций.

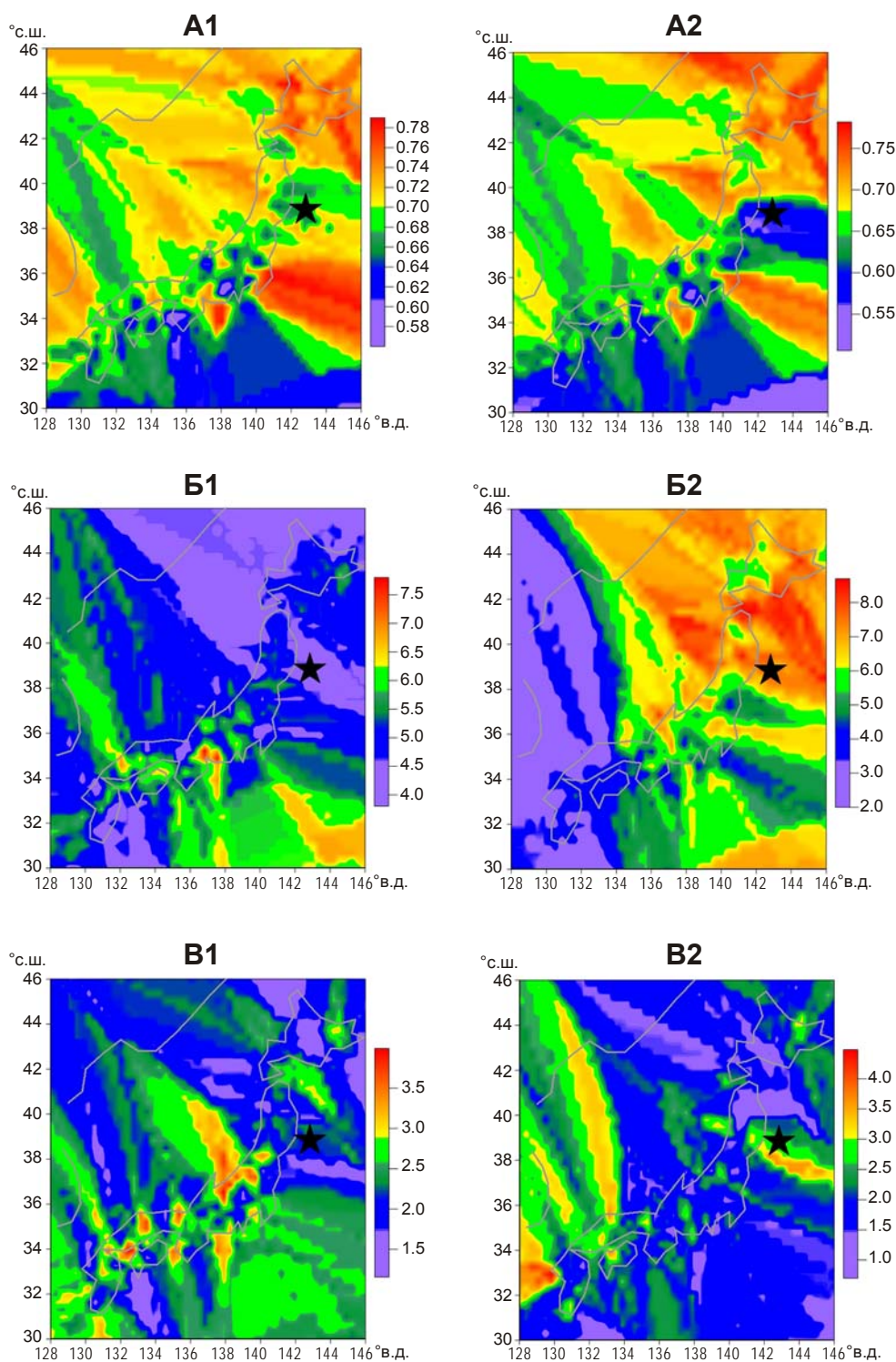


Рис. 3. Карты пространственного распределения свойств случайных флуктуаций вертикальной компоненты GPS сигнала, построенные по данным до землетрясения 11.03.2011 г. (*левый столбец*) и после него (*правый столбец*). Описание см. в тексте

На картах, построенных до события (рис. 3, *левый столбец*) и после него (*правый столбец*), можно обнаружить некоторые общие особенности. Например, после землетрясения область вокруг эпицентра стала характеризоваться пониженной корреляцией μ

(карты A1, A2) и повышенными значениями индексов гладкости (B1, B2, B1, B2). Однако эти особенности недостаточно четкие и не поддаются однозначной интерпретации.

Для выявления на картах статистически значимых пространственных особенностей был применен двухступенчатый многомерный анализ. На первой стадии это был метод главных компонент отдельно для каждой из трех исследуемых характеристик шума. Пусть $Z_{\alpha}^{(r)}(i, j)$ – значения трех исследуемых характеристик шума для всех компонент GPS сигналов для набора до или после землетрясения. Здесь $\alpha=1, 2, 3$ – индекс, нумерующий компоненты N, E и $Z, r=1, 2, 3$ – индекс, нумерующий свойства шума (величину μ и индексы гладкости). Кроме того, $i = 1, \dots, N_x = 50$ и $j = 1, \dots, N_y = 50$ – индексы, нумерующие столбцы и строки узлов регулярной сетки.

Рассмотрим матрицу для какого-нибудь свойства шума с номером r . Вычислим средние значения $s_{\alpha}^{(r)}$ и дисперсии $(\sigma_{\alpha}^{(r)})^2$ для всех трех компонент GPS сигналов –

$$s_{\alpha}^{(r)} = \frac{\sum_{i=1}^{N_x} \sum_{j=1}^{N_y} Z_{\alpha}^{(r)}(i, j)}{N_x \cdot N_y}, \quad (\sigma_{\alpha}^{(r)})^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_x} \sum_{j=1}^{N_y} (Z_{\alpha}^{(r)}(i, j) - s_{\alpha}^{(r)})^2}{N_x \cdot N_y}, \quad (3)$$

а также центрированные и нормализованные величины

$$\Delta Z_{\alpha}^{(r)}(i, j) = (Z_{\alpha}^{(r)}(i, j) - s_{\alpha}^{(r)}) / \sigma_{\alpha}^{(r)} \quad (4)$$

и элементы их корреляционной матрицы размером 3×3

$$R_{\alpha\beta}^{(r)} = \frac{\sum_{i=1}^{N_x} \sum_{j=1}^{N_y} \Delta Z_{\alpha}^{(r)}(i, j) \cdot \Delta Z_{\beta}^{(r)}(i, j)}{N_x \cdot N_y}, \quad \alpha, \beta = 1, 2, 3. \quad (5)$$

Пусть $U_{\alpha}^{(r)}, \alpha=1, 2, 3$ – компоненты собственного вектора корреляционной матрицы (5) для свойства шума с номером r , соответствующего максимальному собственному числу. Первая главная компонента матриц $\Delta Z_{\alpha}^{(r)}(i, j)$ для свойства r вычисляется по формуле

$$P^{(r)}(i, j) = \sum_{\alpha=1}^3 \Delta Z_{\alpha}^{(r)}(i, j) U_{\alpha}, \quad i = 1, \dots, N_x; j = 1, \dots, N_y. \quad (6)$$

Согласно идеологии метода главных компонент [Айвазян и др., 1989], матрицы $P^{(r)}(i, j)$ для свойств шума $r=1, 2, 3$ аккумулируют в себе свойства распределения по пространству, максимально общие для поведения исследуемых характеристик шума для трех компонент GPS сигналов.

Следующий шаг многомерного анализа – вычисление максимального нормализованного собственного числа корреляционной матрицы $\rho_{rs}(i, j), r, s=1, 2, 3$ для величин главных компонент (6). При этом повторно используется формула (1), но в ней m уже равно не числу ближайших к узлу станций, а числу исследуемых характеристик шума – $m=3$, а не 10. Корреляционная матрица $\rho_{rs}(i, j)$ размером 3×3 вычисляется в каждом узле (i, j) регулярной сетки для значений величин $P^{(r)}(k, l)$ из формулы (6) в скользящем прямоугольном окне с заданной длиной его сторон, т.е. используются значения величин (6) в узлах (k, l) , заданных условиями

$$\begin{aligned} k_{\min}^{(i)} \leq k \leq k_{\max}^{(i)}, \quad k_{\min}^{(i)} = \max(1, i - N_{\Delta}), \quad k_{\max}^{(i)} = \min(N_x, i + N_{\Delta}), \\ l_{\min}^{(j)} \leq l \leq l_{\max}^{(j)}, \quad l_{\min}^{(j)} = \max(1, j - N_{\Delta}), \quad l_{\max}^{(j)} = \min(N_y, j + N_{\Delta}). \end{aligned} \quad (7)$$

Таким образом, максимальная длина сторон прямоугольного окна равна $(2N_{\Delta} + 1)$ узлов сетки. Параметр N_{Δ} в формулах (7) определяет размеры скользящего прямоугольного окна для вычисления корреляций между главными компонентами (6). Ниже мы использовали $N_{\Delta}=20$; при этом максимальный линейный размер прямоугольного окна примерно равен длине острова Хонсю.

Элементы корреляционной матрицы $\rho_{rs}(i, j)$ вычисляются по формулам

$$\rho_{rs}(i, j) = \frac{\sum_{k=k_{\min}^{(i)}}^{k_{\max}^{(i)}} \sum_{l=l_{\min}^{(j)}}^{l_{\max}^{(j)}} \Delta P^{(r)}(k, l | i, j) \cdot \Delta P^{(s)}(k, l | i, j)}{(k_{\max}^{(i)} - k_{\min}^{(i)} + 1) \cdot (l_{\max}^{(j)} - l_{\min}^{(j)} + 1)}. \quad (8)$$

Величины $\Delta P^{(r)}(k, l | i, j)$ получаются в результате операций центрирования и нормализации в каждом скользящем прямоугольном окне с центром в точке (i, j) по формулам, аналогичным (3) и (4).

Обозначим через $\mu_P(i, j)$ максимальное нормированное собственное число корреляционной матрицы (8), которое вычисляется по формуле, аналогичной формуле (1). Это число определяет меру синхронизации в пространстве вариаций главных компонент трех характеристик шума. Слева на рис. 4 представлена карта значений μ_P , построенная по данным до землетрясения, справа – после него (карты этих свойств только для вертикальной компоненты сигнала см. на рис. 3).

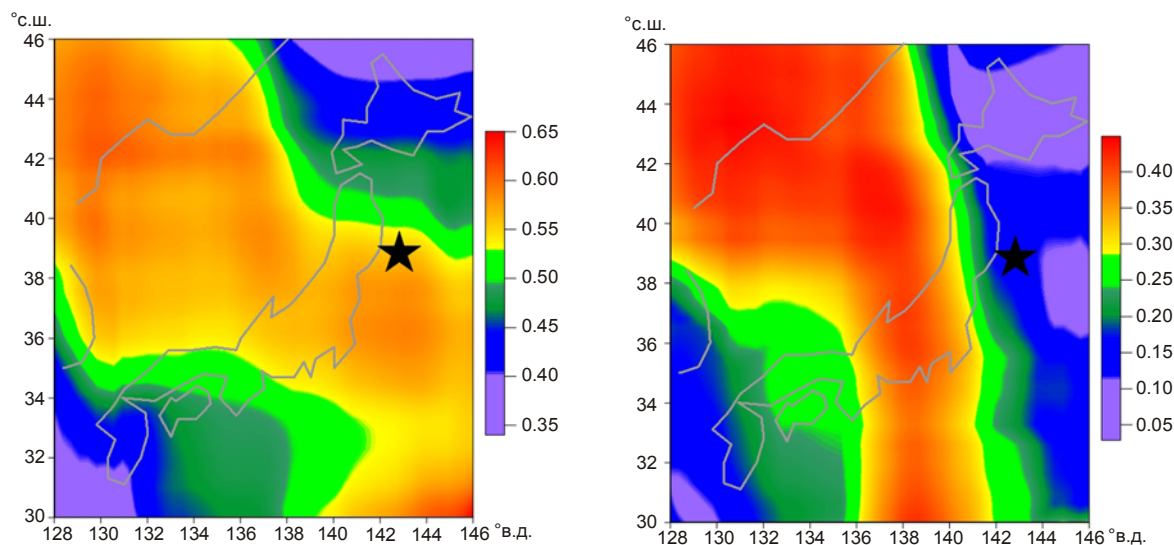


Рис. 4. Карты максимального нормированного собственного числа корреляционной матрицы размером 3×3 для главных компонент трех характеристик GPS шума. Оценка выполнена в скользящем прямоугольном пространственном окне конфигурации “центральная точка ± 20 узлов” на регулярной сетке размера 50×50 . Звездочка – местоположение эпицентра землетрясения

Можно видеть, что значения μ_P до землетрясения (рис. 4, *слева*) значительно превосходят значения после события (*справа*); область максимальных значений μ_P до сейсмического события включает в себя эпицентр будущего землетрясения, тогда как после события вокруг эпицентра отмечается зона слабой корреляции.

Выводы

Результаты многомерного анализа свойств шума GPS сигналов подтверждают гипотезу о повышенной корреляции свойств шумов геофизических полей в области подготовки крупных землетрясений и могут быть использованы при поиске предвестников землетрясений по данным GPS наблюдений.

Приложение

Индекс гладкости Лэнга

Пусть $\mathbb{R}_+ = [0, +\infty)$ – положительная полупрямая, $\mathbb{Z}_+ = \mathbb{Z} \cap \mathbb{R}_+$, \mathbb{N} – множество натуральных чисел. Для каждого $x \in \mathbb{R}_+$ и любого $j \in \mathbb{N}$ числа $x_j, x_{-j} \in \{0, 1\}$ определим равенствами

$$x_j = [2^j x] \pmod{2}, \quad x_{-j} = [2^{1-j} x] \pmod{2}.$$

Эти величины являются результатом двоичного разложения числа x :

$$x = \sum_{j < 0} x_{-j} 2^{-j-1} + \sum_{j > 0} x_j 2^{-j}.$$

Для любых $x, y \in \mathbb{R}_+$ положим

$$x \oplus y = \sum_{j < 0} \langle x_j + y_j \rangle 2^{-j-1} + \sum_{j > 0} \langle x_j + y_j \rangle 2^{-j},$$

где $\langle k \rangle$ – остаток от деления k на 2.

Рассмотрим на полуинтервале $[0, 1)$ функцию

$$r_0(x) = \begin{cases} 1, & \text{если } x \in [0, 1/2), \\ -1, & \text{если } x \in [1/2, 1), \end{cases}$$

которую периодически продолжим на всю полупрямую $r_0(x+1) = r_0(x)$.

Система функций Уолша $\{w_k(x) : k \in \mathbb{Z}_+\}$ на $[0, 1)$ определяется равенствами

$$w_0(x) \equiv 1, \quad w_k(x) = \prod_{j=0}^k (r_0(2^j x))^{\mu_j}, \quad k \in \mathbb{N},$$

где μ_j берутся из двоичного разложения числа k , имеющего вид

$$k = \sum_{j=0}^{n(k)} \mu_j 2^j, \quad \mu_j \in \{0, 1\}, \quad \mu_{n(k)} \neq 0.$$

Рассмотрим масштабирующее уравнение

$$\varphi(x) = \sum_{k=0}^3 c_k \varphi(2x \oplus k), \quad c_k \in \mathbb{R}. \quad (\text{П1})$$

Определение кратно-масштабного анализа (КМА) с масштабирующей функцией φ в $L^2(\mathbb{R}_+)$ полностью аналогично классическому случаю (см., например [Фарков, 2005]).

Пусть действительные числа b_0, b_1, b_2, b_3 удовлетворяют равенствам

$$b_0 = 1, \quad b_2 = 0, \quad |b_1|^2 + |b_3|^2 = 1.$$

Тогда коэффициенты c_k в уравнении (П1) можно определить следующим образом:

$$c_k = \frac{1}{2} \sum_{s=0}^{p^n-1} b_s w_k(s/4).$$

При некоторых дополнительных условиях, налагаемых на коэффициенты b_s , функция φ генерирует КМА в $L^2(\mathbb{R}_+)$.

Определим диадический модуль непрерывности как

$$\omega(\varphi, \delta) := \sup \{ |\varphi(x \oplus y) - \varphi(x)| : x, y \in [0, 2), 0 \leq y < \delta \}, \quad \delta > 0.$$

Тогда показатель диадической гладкости α_φ масштабирующей функции φ определяется следующим образом:

$$\alpha_\varphi = \sup \{ \alpha : \omega(\varphi, \delta) \leq C(\varphi, \alpha) \delta^\alpha, \quad \alpha > 0 \}, \quad (П2)$$

$$\alpha_\varphi = -\log_2 |b_3|.$$

Положим $g_k = (-1)^k c_{1 \oplus k}$. В этом случае вейвлет ψ определяется по формуле

$$\psi(x) = \sum_{k=0}^3 g_k \varphi(2x \oplus k).$$

Отметим, что гладкость диадического вейвлета ψ совпадает с гладкостью масштабирующей функции φ .

Пусть $j \in \mathbb{N}$ и $A_j = \{a_{j,0}, a_{j,1}, \dots, a_{j,2^j-1}\}$ – входной массив. Тогда прямое дискретное диадическое вейвлет-преобразование определяется по формулам

$$a_{j-1,k} = \sum_l c_{l \oplus 2k} a_{j,l}, \quad d_{j-1,k} = \sum_l g_{l \oplus 2k} a_{j,l}.$$

Величина p -адической гладкости α_φ , согласно формуле (П2), будет использоваться в качестве индекса гладкости Лэнга.

Литература

- Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности. М.: Финансы и статистика, 1989. 607 с.
- Любушин А.А. Сейсмическая катастрофа в Японии 11 марта 2011 г. Долгосрочный прогноз по низкочастотным микросейсам // Геофизические процессы и биосфера. 2011. Т. 10, № 1. С.9–35.
- Любушин А.А. Прогноз Великого Японского землетрясения // Природа. 2012. № 8. С.23–33.
- Любушин А.А. Карты свойств низкочастотных микросейсм для оценки сейсмической опасности // Физика Земли. 2013а. № 1. С.11–20.
- Любушин А.А. Карты линейной синхронизации свойств глобального поля низкочастотных сейсмических шумов // Геофизические исследования. 2013б. Т. 14, № 1. С.41–53.
- Родионов Е.А., Фарков Ю.А. Оценки гладкости диадических ортогональных всплесков типа Добеши // Мат. заметки. 2009. Т. 86, № 3. С.429–444.
- Строганов С.А. Оценка гладкости низкочастотных микросейсмических колебаний с помощью диадических вейвлетов // Геофизические исследования. 2012. Т. 13, № 1. С.17–22.
- Фарков Ю.А. Ортогональные вейвлеты с компактными носителями на локально компактных абелевых группах // Изв. РАН. Сер. матем. 2005. Т. 69, № 3. С.193–220.
- Lang W.C. Fractal multiwavelets related to the Cantor dyadic group // Intern. J. Math. and Math. Sci. 1998. V. 21. P.307–317.
- Lyubushin A. Prognostic properties of low-frequency seismic noise // Natural Science. 2012. V. 4, N 8A. P.659–666.
- Lyubushin A. How soon would the next mega-earthquake occur in Japan? // Natural Science. 2013. V. 5, N 8A1. P.1–7.

Lyubushin A.A. Dynamic estimate of seismic danger based on multifractal properties of low-frequency seismic noise // Natural Hazards. 2014. V. 70, Is. 1. P.471–483.

Mallat S. A wavelet tour of signal processing. San Diego; London; Boston; N.Y.; Sydney; Tokyo; Toronto: Academic Press, 1998. 577 p. (Рус. пер.: Малла С. Вэйвлеты в обработке сигналов. М.: Мир, 2005. 671 с.).

Сведения об авторах

ЛЮБУШИН Алексей Александрович – доктор физико-математических наук, заведующий лабораторией, Институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН. 123995, ГСП-5, Москва, Д-242, ул. Большая Грузинская, д. 10, стр. 1. Тел.: 8(499) 254-23-50. E-mail: lyubushin@yandex.ru

ЯКОВЛЕВ Павел Викторович – аспирант, Российский государственный геологоразведочный университет им. С. Орджоникидзе. 117997, Москва, ул. Миклухо-Маклая, д. 23. Тел.: 8(963) 721-92-80. E-mail: paulyakovlev@gmail.com

РОДИОНОВ Евгений Анатольевич – аспирант, Российский государственный геологоразведочный университет им. С. Орджоникидзе. 117997, Москва, ул. Миклухо-Маклая, д. 23. Тел.: 8(905) 774-77-80. E-mail: evgeny_980@list.ru

MULTIPLE ANALYSES OF GPS SIGNAL FLUCTUATION PARAMETERS BEFORE AND AFTER THE MEGAEARTHQUAKE IN JAPAN ON 11 MARCH 2011

A.A. Lyubushin¹, P.V. Yakovlev², E.A. Rodionov²

¹ *Schmidt Institute of Physics of the Earth, Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia*

² *Ordzhonikidze Russian State Geological Prospecting University, Moscow, Russia*

Abstract. The field of GPS signals recorded at the net of 1203 stations in the Japanese archipelago from 30 January up to 26 March of 2011 is regarded. This time interval includes over 40 days before the megaequake on 11 March 2011 ($M=9.0$) and almost 16 days after it. Signals from each station represent 3-component time series with a 30 minutes sampling time interval. Statistical properties of random fluctuations of GPS signals after linear trend removal and coming to increments before and after a seismic event are investigated. The maps of three noise waveform properties are regarded: maximum normalized eigenvalue of the correlation matrix and 2 smoothness indexes built by using orthogonal wavelets of Daubechies and Lang. The maps are constructed as values within nodes of a regular grid of the size 50×50 nodes which covers the investigated region by using information from 10 stations which are nearest to each node. Thus, 18 matrices of the noise properties within nodes of the grid are obtained: by 9 matrices before and after an event for three components of GPS signals (N – displacement northward, E – displacements eastward and Z – displacements upward). The final analysis consists in computing of the 1st principal components of investigated noise properties and constructing the maps of values of μ_p – the maximum normalized eigenvalue of the correlation matrix of principal components within a sliding spatial rectangular window. These operations are performed separately using data before and after the earthquake.

The results of analysis reveal that before the earthquake the values of μ_p exceeds significantly those after the event and the region of maximum values of μ_p includes the epicenter of the future earthquake whereas after it the vicinity of the epicenter becomes a region of small correlations. These results confirm the hypothesis about increased correlations of geophysical field noises within zones of preparation of larger earthquakes and they could be used for seeking earthquakes precursors by GPS data.

Keywords: GPS signals, correlation analysis, principal component, wavelets, earthquake precursors.