УДК 550.334

ЦИКЛИЧЕСКИЕ ФЛУКТУАЦИИ СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ НА ЯПОНСКИХ ОСТРОВАХ

Любушин А.А.

Институт физики Земли РАН, г. Москва, lyubushin@yandex.ru

Введение

Одной из основных трудностей решения задачи прогноза момента времени сильного сейсмического события является наличие триггерного механизма генерирования землетрясения. Наличие накопленной тектонической энергии в большом объеме вещества земной коры необязательно влечет за собой сброс этой энергии в виде резкой сейсмической подвижки на границах блоков. Для возникновения «обычного» сейсмического события часто необходим какой-то внешний толчок малой энергии или триггер, который способен вывести систему блоков земной коры из равновесия и спровоцировать землетрясение. В настоящее время физическая природа триггеров является плохо изученной и, вероятнее всего, она так и не будет изученной до конца, именно как следствие того, что по определению, триггер является событием, имеющим малую энергию. Если подготовленное землетрясение не дождалось своего триггера, то накопленная энергия может «рассосаться» в виде серии плавных подвижек, которые часто называют «медленными» или «тихими» землетрясениями.

В связи с триггерным механизмом генерирования землетрясений перспективным представляется развитие методов, позволяющих косвенно оценить в скользящем временном окне процесс накопления тектонической энергии в некотором сейсмически активном регионе. При таком подходе те временные окна, которым соответствуют повышенные значения накопленной энергии, интерпретируются как интервалы времени повышенной сейсмической опасности. Ниже предлагается метод, основанный на кластерном анализе мульти-фрактальных и энтропийных свойств волновых форм низкочастотного сейсмического шума, регистрируемого на сети широкополосных сейсмических станций F-net на Японских островах.

Исходные данные

Источником данных является широкополосная сеть F-net в Японии. Она состоит из 83 станций и непрерывно функционирует начиная с 1997 года по настоящее время. Данные этой сети свободно доступны по адресу http://www.fnet.bosai.go.jp/top.php?LANG=en. Скачивались данные вертикальных компонент с частотой дискретизации 1 Гц (LHZ-записи), которые потом приводились к шагу по времени 1 минута путем вычисления средних значений в последовательных временных интервалах длиной 60 значений.

Используемые свойства сейсмического шума

Пусть $x(t)$ - конечная выборка некоторого случайного сигнала, $t=1,\dots,N$ - индекс, нумерующий последовательные отсчеты (дискретное время). Определим нормализованную энтропию конечной выборки формулой: $En=-\sum_{k=1}^{N} p_k\cdot\log(p_k)/\log(N)$, где $p_k=c_k^2/\sum_{j=1}^{N} c_j^2$. Здесь c_k, $k=1,N$ - коэффициенты ортогонального вейвлет-разложения с некоторым базисом. Ниже использовались 17 ортогональных вейвлетов Добеши: 10 обычных базисов с минимальным носителем с числом обнуляемых от 1 до 10 и 7 так называемых симлетов Добеши [15], с числом обнуляемых моментов от 4 до 10. Для каждого из базисов вычислялась нормализованная энтропия распределения квадратов коэффициентов (1) и находился базис, обеспечивающий минимум величине (1). Заметим, что в силу ортогональности вейвлет-преобразования сумма квадратов коэффициентов равна дисперсии (энергии) сигнала $x(t)$. Таким образом, величина (1) вычисляет энтропию распределения энергии колебаний на различных пространственных и временных масштабах. По построению $0\le En\le 1$. Статистика En использовалась в работах [6, 7, 12-14] при исследовании прогностических свойств сейсмического шума на Японских островах и на Камчатке.

Рассмотрим случайное колебание $x(t)$ на интервале времени $[t-\delta/2, t+\delta/2]$ длиной δ с центром во временной точке t. Рассмотрим размах $\mu(t,\delta)$ случайного колебания на этом интервале, то есть разницу между максимальным и минимальным значениям: $\mu(t,\delta) = \max\limits_{t-\delta/2 \le s \le t+\delta/2} x(s) - \min\limits_{t-\delta/2 \le s \le t+\delta/2} x(s)$. Если устремить $\delta \to 0$, то $\mu(t,\delta)$ будет также стремиться к нулю, но здесь важна скорость этого убывания. Если скорость определяется законом $\delta^{h(t)}$: $\mu(t,\delta) \underset{\delta \to 0}{\sim} \delta^{h(t)}$ или если существует предел $h(t) = \lim\limits_{\delta \to 0} \left(\log(\mu(t,\delta)) / \log(\delta) \right)$, то величина $h(t)$ называется экспонентой Гельдера-Липшица. Если величина $h(t)$ не зависит от момента времени t : $h(t) = const = H$, то случайное колебание $x(t)$ называется моно-фрактальным, а величина H - экспонентой Херста. Если же экспоненты Гельдера-Липшица $h(t)$ различаются для разных моментов времени t , то случайное колебание называется мульти-фракталом и для него можно определить понятие спектра сингулярности $F(\alpha)$ [9]. Для этого выделим множество $C(\alpha)$ таких моментов времени t , которые имеют одно и то же значение α экспоненты Гельдера-Липшица: $h(t) = \alpha$. Множества $C(\alpha)$ существуют (то есть содержат какие-то элементы, не являются пустыми множествами) не для всех значений α , то есть существуют некоторые минимальное $\alpha_{\min}$ и максимальное $\alpha_{\max}$, такие что лишь для $\alpha_{\min} < \alpha < \alpha_{\max}$ множества $C(\alpha)$ непустые. Мульти-фрактальный спектр сингулярности $F(\alpha)$ - это фрактальная размерность множества точек $C(\alpha)$. Параметр $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$, называемый шириной носителя спектра сингулярности, является важной мульти-фрактальной характеристикой. Кроме того, значительный интерес представляет аргумент α^* , доставляющего максимум спектру сингулярности: $F(\alpha^*) = \max\limits_{\alpha_{\max} \le \alpha \le \alpha_{\min}} F(\alpha)$, называемый обобщенным показателем Херста. Максимум спектра сингулярности не может превосходить 1, $0 < F(\alpha^*) \le 1$, обычно $F(\alpha^*) = 1$. Для моно-фрактального сигнала $\Delta\alpha = 0$, $\alpha^* = H$. Ниже для оценки мульти-фрактальных характеристик сигналов использовался метод, основанный на анализе флуктуаций после устранения масштабно-зависимых трендов [1]. В работах [2-7, 12-14] мульти-фрактальные параметры $\Delta\alpha$, α^* и $\alpha_{\min}$ были использованы при оценке сейсмической опасности по свойствам сейсмического шума в Японии и на Камчатке.

На рис.1 представлены графики медиан (вычисленных по всем станциям сети F-net) ежесуточных характеристик шумов $\Delta\alpha$, α^* , $\alpha_{\min}$ и En вместе с графиками их скользящих средних во временном окне длиной 57 суток для интервала времени с начала 1997 г. по 31 июля 2017 г.

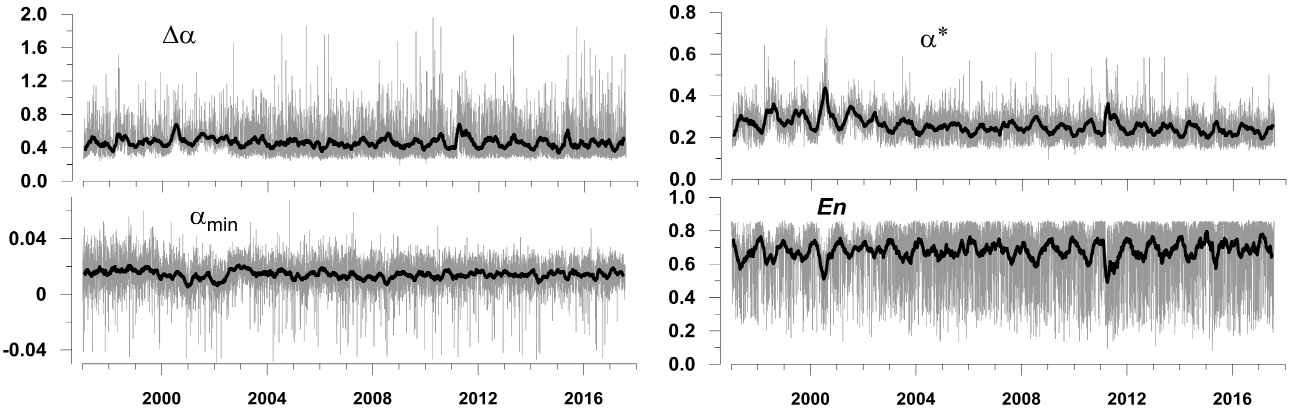

Рис.1. Графики ежесуточных медиан используемых свойств сейсмического шума (серые линии) и их скользящие средние в окне длиной 57 суток (черные линии) для интервала времени 01.01.1997–31.07.2017.

Кластерный анализ свойств сейсмического шума

Обозначим через $\vec{\xi}^{(t)} = (\Delta\alpha, \alpha^*, \alpha_{\min}, En)_t$ 4-мерный вектор ежесуточных медианных значений анализируемых свойств сейсмического шума, где $t = 1,\dots,7517$ – дискретный временной индекс, нумерующий последовательные сутки в диапазоне 01.01.1997-31.07.2017. Рассмотрим временные окна длиной 365 суток (1 год), взятые со смещением 3 суток и для каждого временного окна осуществим кластерный анализ облака, состоящего из $L = 365$ 4-мерных векторов $\vec{\xi}^{(t)}$, принадлежащих текущему временному окну. Перед операцией кластерного анализа проведем нормализацию и винзоризацию [10] компонент вектора $\vec{\xi}^{(t)}$. Пусть $\xi_k^{(t)}$ – скалярные компоненты вектора $\vec{\xi}^{(t)}$, $k=1,...,4$, и пусть $\bar{\xi}_k = \frac{1}{L}\sum_{t=1}^{L}\xi_k^{(t)}$, $\sigma_k^2 = \frac{1}{(L-1)}\sum_{t=1}^{L}(\xi_k^{(t)} - \bar{\xi}_k)^2$ – выборочные оценки среднего значения и дисперсии каждой скалярной компоненты в текущем временном окне. Реализуем в каждом окне итерационную процедуру перехода от $\xi_k^{(t)}$ к величинам $\zeta_k^{(t)} = (\xi_k^{(t)} - \bar{\xi}_k)/\sigma_k$ и срезки значений $\zeta_k^{(t)}$ выходящих за пределы $\pm 3\sigma_k$, то есть для каждой итерации если $\zeta_k^{(t)} > 3\sigma_k$, то полагается $\zeta_k^{(t)} = 3\sigma_k$, а если $\zeta_k^{(t)} < -3\sigma_k$, то $\zeta_k^{(t)} = -3\sigma_k$. Эти итерации останавливаются, если значения величин $\bar{\xi}_k$ и σ_k стабилизируются и становятся равными $\bar{\xi}_k = 0$, $\sigma_k = 1$. После этих предварительных операций в каждом временном окне образуется облако, состоящее из L 4-мерных векторов $\vec{\zeta}^{(t)}$.

Следующим шагом в кластерном анализе является переход от 4-мерных векторов $\vec{\zeta}^{(t)}$ к 3-мерным векторам $\vec{\psi}^{(t)}$, состоящих из первых 3-х главных компонент [8] векторов $\vec{\zeta}^{(t)}$. Для этого в каждом окне вычисляется ковариационная матрица размером 4×4 с элементами $R_{kj} = \frac{1}{L}\sum_{t=1}^{L}\zeta_k^{(t)}\zeta_j^{(t)}$ $k, j = 1,...,4$. Пусть λ_k – собственные числа матрицы $\left(R_{kj}\right)$, упорядоченные по убыванию: $\lambda_1 \ge \lambda_2 \ge \lambda_3 \ge \lambda_4$ и пусть $\left(\eta_{kj}\right)$ – матрица размером 4×4, столбцы которой представляют собой собственные векторы матрицы $\left(R_{kj}\right)$, соответствующие собственным числам λ_k. Скалярные составляющие вектора $\vec{\psi}^{(t)}$ первых 3-х главных компонент являются проекциями вектора $\vec{\zeta}^{(t)}$ на собственные вектора ковариационной матрицы $\left(R_{kj}\right)$, соответствующие первым 3-м максимальным собственным числам: $\psi_a^{(t)} = \sum_{k=1}^{4}\eta_{ka}\cdot\zeta_k^{(t)}$, $a = 1,2,3$.

Разобьем облако 3-мерных векторов $\vec{\psi}^{(t)}$ на заданное пробное число q кластеров, используя метод *k*-средних [8]. Обозначим через $\Gamma_r, r=1,...,q$ кластеры и пусть $\vec{z}_r = \sum_{\vec{\psi}\in\Gamma_r}\vec{\psi}/n_r$ – векторы центров кластеров Γ_r, n_r – число векторов, принадлежащих кластеру Γ_r, $\sum_{r=1}^{q}n_r = L$. Вектор $\vec{\psi}^{(t)} \in \Gamma_r$ если расстояние $|\vec{\psi}^{(t)} - \vec{z}_r|$ минимально для всех положений центров кластеров. Процедура *k*-средних минимизирует сумму квадратов всех внутри-кластерных расстояний $S(\vec{z}_1,...,\vec{z}_q) = \sum_{r=1}^{q}\sum_{\vec{\psi}\in\Gamma_r}|\vec{\psi} - \vec{z}_r|^2$ по отношению к положениям центров кластеров $\vec{z}_r$.

Пусть $J(q) = \min_{\vec{z}_1,...,\vec{z}_q} S(\vec{z}_1,...,\vec{z}_q)$. Мы использовали пробное число кластеров в диапазоне $2 \le q \le 40$. Наилучшее число кластеров q^* определялось из условия максимума псевдо-F-статистики [16]: $PFS(q) = \sigma_1^2(q)/\sigma_0^2(q) \to \max_{2\le q\le 40}$, где $\sigma_0^2(q) = J(q)/(L-q)$, $\sigma_1^2(q) = \sum_{r=1}^{q}\nu_r\cdot|\vec{z}_r - \vec{z}_0|^2$, $\nu_r = n_r/L$, $\vec{z}_0 = \sum_{t=1}^{L}\vec{\psi}^{(t)}/L$. Однако правило $PFS \to \max$ не работает, если необходимо различить случаи $q^* = 1$ и $q^* = 2$ поскольку величина $\sigma_1^2(q)$ не определена при $q=1$. Величина $\sigma_0^2(q)$ монотонно возрастает при уменьшении q причем обычно зависимость $\log(\sigma_0^2(q))$ от $\log(q)$ близка к линейной, то есть $\sigma_0^2(q) \sim q^{-\mu}$. В кластерном анализе известно т.н. «правило локтя» [11], согласно которому оптимальное число кластеров можно определить по точке излома функции $\sigma_0^2(q)$ при $q = q^*$: при уменьшении q величина $\sigma_0^2(q)$ возрастает быстрее для $q < q^*$ чем при $q > q^*$. Обозначим $\delta(q)$ отклонение зависимости $\log(\sigma_0^2(q))$ от $\log(q)$, определенной путем подгонки линейного закона: $\log(\sigma_0^2(q)) = b \cdot \log(q) + c + \delta(q)$, где коэффициенты (b, c) определяются методом наименьших квадратов $\sum_{q=1}^{40} \delta^2(q) \to \min_{b,c}$. Будем считать точку $q = 2$ точкой излома зависимости $\sigma_0^2(q)$ если $\delta(1)$ превышает все значения $\delta(q)$ для $q \geq 2$.

Пусть $q_0 = \arg\max_{2 \leq q \leq 40} PFS(q)$. Определим оптимальное число кластеров q^* по правилу [4, 13]: (если $q_0 > 2$, то $q^* = q_0$; иначе, если $\delta(1) / \max_{2 \leq q \leq 40} \delta(q) \leq 1$, то $q^* = 1$; иначе $q^* = 2$).

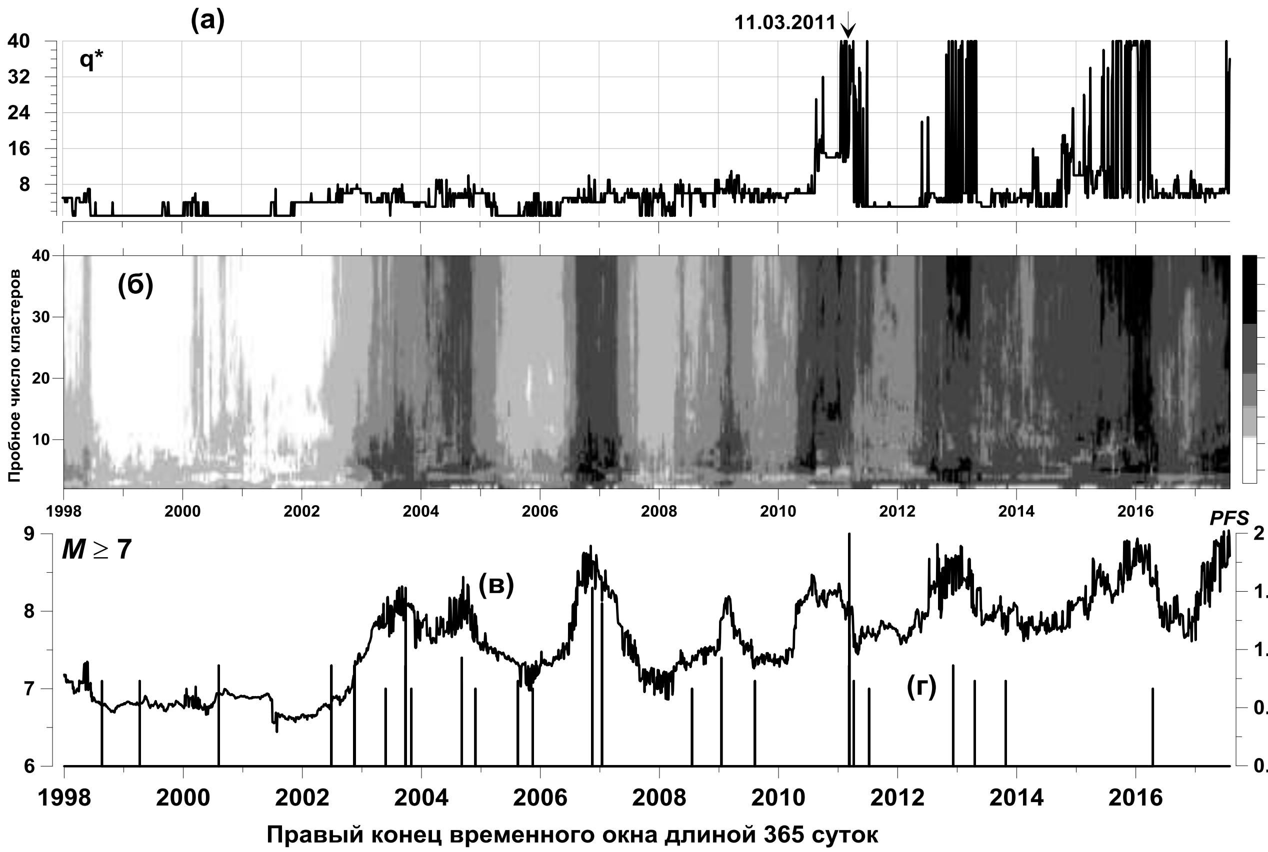

Рис.2. (а) – зависимость наилучшего числа кластеров в зависимости от положения правого конца скользящего временного окна, стрелкой указан момент времени мега-землетрясения 11.03.2011; (б) – диаграмма изменчивости величины PFS в зависимости от положения правого конца временного окна и пробного числа кластеров от 2 до 40; (в) – зависимость среднего значения статистики PFS от положения правого конца временного окна; (г) – последовательность сейсмических событий $M \geq 7$ в прямоугольной области $(28^\circ \mathrm{N} \div 48^\circ \mathrm{N}) \times (128^\circ \mathrm{E} \div 156^\circ \mathrm{E})$.

На рис.2(а) представлен график эволюции наилучшего числа кластеров q^* в зависимости от положения правого конца скользящего временного окна длиной 1 год. Рис.2(б) представляет 2-мерную диаграмму зависимости $PFS(q)$ от пробного числа кластеров q и положения правого конца временного окна, которая по внешнему виду аналогична спектрально-временным диаграммам. Из рис.2(а) следует, что величина q^* перед мега-землетрясением Тохоку 11.03.2011 демонстрирует хаотический режим изменений со скачками от минимальных значений до максимальных на интервале времени длиной около 1 года до события, причем, как видно из рис.2(б), этот интервал времени характеризуется повышенными значениями $PFS(q)$. На рис.2(в) представлен график средних значений $\bar{P} = \sum_{q=2}^{40} PFS(q) / 39$ псевдо-F-статистики в каждом временном окне в зависимости от положения правого конца окна. Эта зависимость демонстрирует довольно сильно выраженную 2-годовую периодичность, которая установилась начиная с 2003 г. с положительным трендом увеличения среднего значения $PFS(q)$. Наконец, на рис.2(г) изображена последовательность сильных сейсмических событий с магнитудой не менее 7 в окрестности Японских островов.

Заключение

Наша гипотеза заключается в том, что карты псевдо-F-статистики, которые являются побочным продуктом процедуры кластерного анализа мульти-фрактальных свойств и энтропии сейсмического шума в скользящем временном окне, подобные представленным на рис.2(а,б,в), отражают естественные флуктуации сейсмической опасности в достаточно большом сейсмоактивном регионе. Основой для этой гипотезы является сравнение рис.2(а,б,в) с рис.2(г), представляющего последовательность сильных сейсмических событий $M \geq 7$ в прямоугольной окрестности Японских островов $(28^{\circ}\mathrm{N} \div 48^{\circ}\mathrm{N}) \times (128^{\circ}\mathrm{E} \div 156^{\circ}\mathrm{E})$. С точки зрения предлагаемой гипотезы для Японии с 2003 г. установился режим естественных флуктуаций сейсмической опасности с периодом около 2 лет.

В частности предыдущий 2-годовой цикл повышенных значений как q^* так и $PFS(q)$ предшествовал последнему сильному землетрясению Кумамото 14.04.2016, $M = 7$ на юге Японии с эпицентром $(32.78^{\circ}\mathrm{N}, 130.72^{\circ}\mathrm{E})$.

Отсюда следует, что следующий 2018 год будет годом повышенной опасности для Японии, поскольку возобновился режим хаотических флуктуаций q^* (рис.2(а)) и среднее значение псевдо-F-статистики вновь начало расти (рис.2(в)).

Следует также обратить внимание на общий рост среднего значения $PFS(q)$ (рис.2(в)), который может отражать подготовку нового мега-землетрясения в Японии в желобе Нанкай [13].

Список литературы

1. *Любушин А.А.* Анализ данных систем геофизического и экологического мониторинга. М.: Наука. 2007. 228 с.
2. *Любушин А.А.* Тренды и ритмы синхронизации мультифрактальных параметров поля низкочастотных микросейсм // Физика Земли. 2009. №5. С. 15-28.
3. *Любушин А.А.* Статистики временных фрагментов низкочастотных микросейсм: их тренды и синхронизация // Физика Земли. 2010. №6. С. 86-96.
4. *Любушин А.А*. Кластерный анализ свойств низкочастотного микросейсмического шума // Физика Земли. 2011. №6. С.26-34.
5. *Любушин А.А.* Прогноз Великого Японского землетрясения // Природа. 2012. №8. С.23-33.
6. *Любушин А.А., Копылова Г.Н., Касимова В.А., Таранова Л.Н.* О свойствах поля низкочастотных шумов, зарегистрированных на Камчатской сети широкополосных сейсмических станций // Вестник Камчатской региональной ассоциации "Учебно-научный центр" (КРАУНЦ). Серия: Науки о Земле. 2015. №2. Выпуск 26. С. 20-36.
7. *Любушин А.А*. Прогностические свойства случайных флуктуаций геофизических характеристик // Биосфера. 2014. №4. С. 319-338.
8. *Duda R.O., P.E. Hart, and D.G. Stork.* Pattern Classification. 2000. Wiley-Interscience Publication. 680 p.
9. *Feder J.* Fractals. 1988. Plenum Press, New York, London. 284 p.
10. *Huber P.J. and E.M. Ronchetti*. Robust Statistics, 2nd Edition. 2009. John Wiley & Sons, Inc. 354 p.
11. *Ketchen D.J., Jr; Shook C.L.* The application of cluster analysis in Strategic Management Research: An analysis and critique // Strategic Management Journal. 1996. Vol.17. No.6. P.441-458.
12. *Lyubushin, A.* Prognostic properties of low-frequency seismic noise // Natural Science. 2012. Vol.4. P.659-666. doi: 10.4236/ns.2012.428087.
13. *Lyubushin, A.* How soon would the next mega-earthquake occur in Japan? // Natural Science. 2013. Vol.5. No.8A1. P.1-7. doi: 10.4236/ns.2013.58A1001.
14. *Lyubushin A.A.* Dynamic estimate of seismic danger based on multifractal properties of low-frequency seismic noise // Natural Hazards. 2014. Vol.70. No.1. P.471-483. doi: 10.1007/s11069-013-0823-7.
15. *Mallat, S.* A wavelet tour of signal processing. 1998. Academic Press. San Diego, London, Boston, N.Y., Sydney, Tokyo, Toronto. 577 p.
16. *Vogel M.A., Wong A.K.C.* PFS Clustering Method // IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence. 1979. 1, No.3. 237-245. doi:10.1109/TPAMI.1979.4766919.