

В РОССИЙСКИЙ ЭКСПЕРТНЫЙ СОВЕТ ПО ПРОГНОЗУ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ И ОЦЕНКЕ СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ

От главного научного сотрудника ИФЗ РАН, доктора физ.-мат. наук Любушина А.А.

В результате анализа непрерывных записей микросейсмического фона на Японских островах за период с 01.01.1997 по 28.02.2010 от сети F-net широкополосных сейсмических станций есть основания предполагать высокую вероятность сильного землетрясения в июле 2010 года в Японии с магнитудой 8.5-9.0.

Анализ был произведен для вертикальных сейсмических колебаний с частотой опроса 1 Гц (LHZ-записи). Данные свободно доступны в Интернете по адресу: <http://www.hinet.bosai.go.jp/fnet>. На рис.1 изображены положения станций сети и их разбиение на 5 пространственных кластеров, о которых будет идти речь ниже.

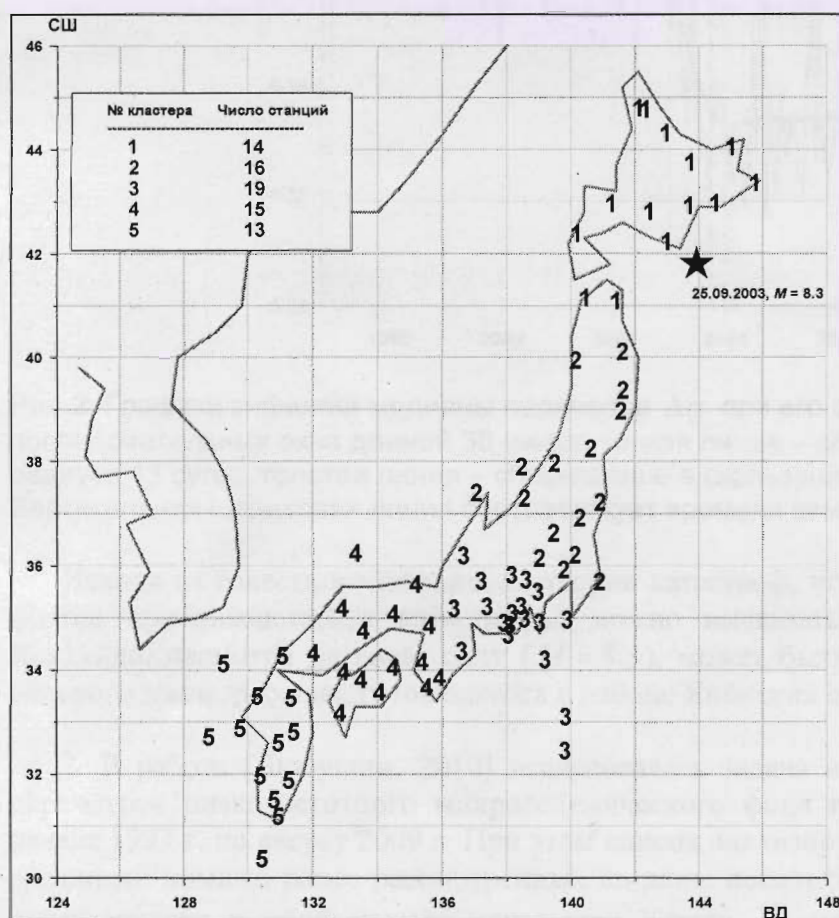


Рис.1. Положения 77 широкополосных сейсмических станций сети F-net и их разбиение на 5 пространственных кластеров с указанием числа станций в каждом кластере.

Гипоцентр землетрясения 25.09.2003, $M = 8.3$, отмечен звездой.

Ниже перечислены аргументы в пользу такого заключения. Основной вывод о времени будущего землетрясения иллюстрируется на рис.6 и рис.7.

1. В работе [Любушин, 2009] был произведен анализ записей вертикальных компонент из базы данных F-net с частотой дискретизации 1 Гц за период с начала 1997 г. по июнь 2008 г. Было обнаружено статистически значимое уменьшение среднего (по времени) значения медианы (по станциям сети) ширины носителя спектра сингулярности $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ волновых форм микросейсм за полгода до землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003, причем после этого события среднее значение $\Delta\alpha$ не вернулось на прежний уровень и стабилизировалось на низких значениях. Было показано, что это изменение сопровождалось увеличением эффекта синхронизации между медианами параметров спектров сингулярности,

26.04.2010

А.А. Любушин

вычисленными по 5 группам станций. Эффект синхронизации оценивался в последовательных непересекающихся временных окнах длиной 2 месяца. Аналогии с динамикой связанных нелинейных осцилляторов позволяют утверждать, что сужение ширины носителя спектра сингулярности (что формально означает уменьшение разнообразия типов стохастического поведения) непосредственно связано с синхронизацией элементов сложной системы. Этот вывод иллюстрируется графиками на рис.2.

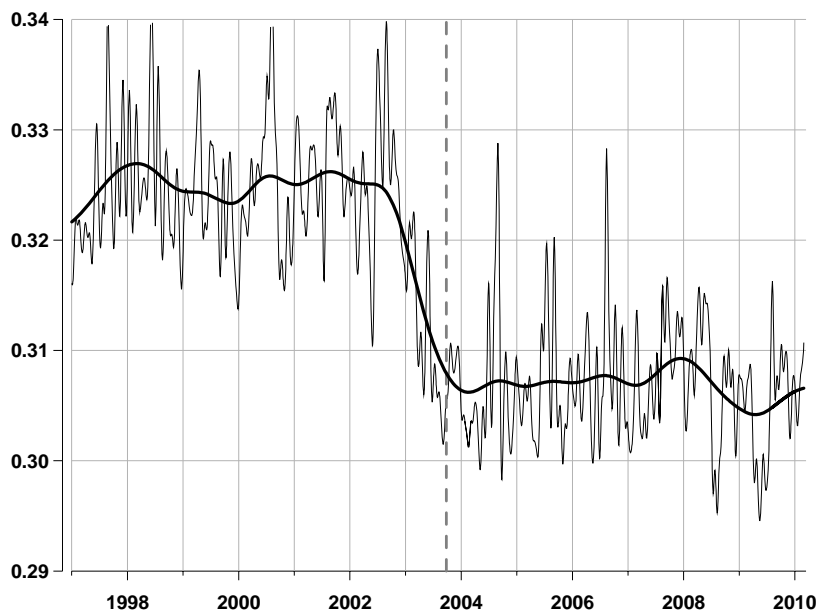


Рис.2. Графики значений медианы параметра $\Delta\alpha$ при его оценке для исходных данных в последовательных окнах длиной 30 минут: тонкая линия – сглаживание в скользящем окне радиуса 13 суток; толстая линия – сглаживание в скользящем окне радиуса 0.5 года. Вертикальная штриховая линия соответствует времени землетрясения 25.09.2003.

Исходя из известного положения теории катастроф, что синхронизация является одним из флагов приближающейся катастрофы, 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.

2. В работе [Любушин, 2010] исследовалась задача выделения эффектов синхронизации параметров низкочастотного микросейсмического фона по данным сети F-net за период с начала 1997 г. по август 2009 г. При этом список анализируемых параметров был существенно расширен: помимо ранее рассмотренных ширины носителя $\Delta\alpha$ мульти-фрактального спектра сингулярности и обобщенного показателя Херста α^* (аргумента, реализующего максимум спектра сингулярности), рассматривались также коэффициент асимметрии спектра сингулярности $\gamma = \alpha^* - (\alpha_{\min} + \alpha_{\max})/2$, логарифм дисперсии $\lg(\text{Var})$, спектральная экспонента β и индекс линейной предсказуемости ρ . Эти параметры вычисляются по реализациям внутри последовательных интервалов времени длиной 1 сутки после перехода от исходных LHZ-записей с шагом по времени 1 сек к шагу по времени 1 минута путем вычисления средних значений по последовательным 60 отсчетам. При использовании скользящего временного окна, равного 1 году для оценки множественной меры корреляции κ (произведения модулей покомпонентных канонических корреляций, [Любушин, 2007]), суточные вариации медианных значений статистик фона от 5 пространственных кластеров станций демонстрируют устойчивый рост степени синхронизации незадолго до землетрясения на Хоккайдо 25.09.2003 с последующим выходом на новый уровень высокой синхронизации. Анализ поведения трендов

индекса линейной предсказуемости ρ 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. Заметим, что использование годового окна для вычисления меры корреляции эквивалентно усреднению сезонных воздействий циклонов, штормов и ураганов как основных генераторов низкочастотных микросейсм и делает оценку множественных корреляций весьма устойчивой. Эти выводы иллюстрируются на рис.3.

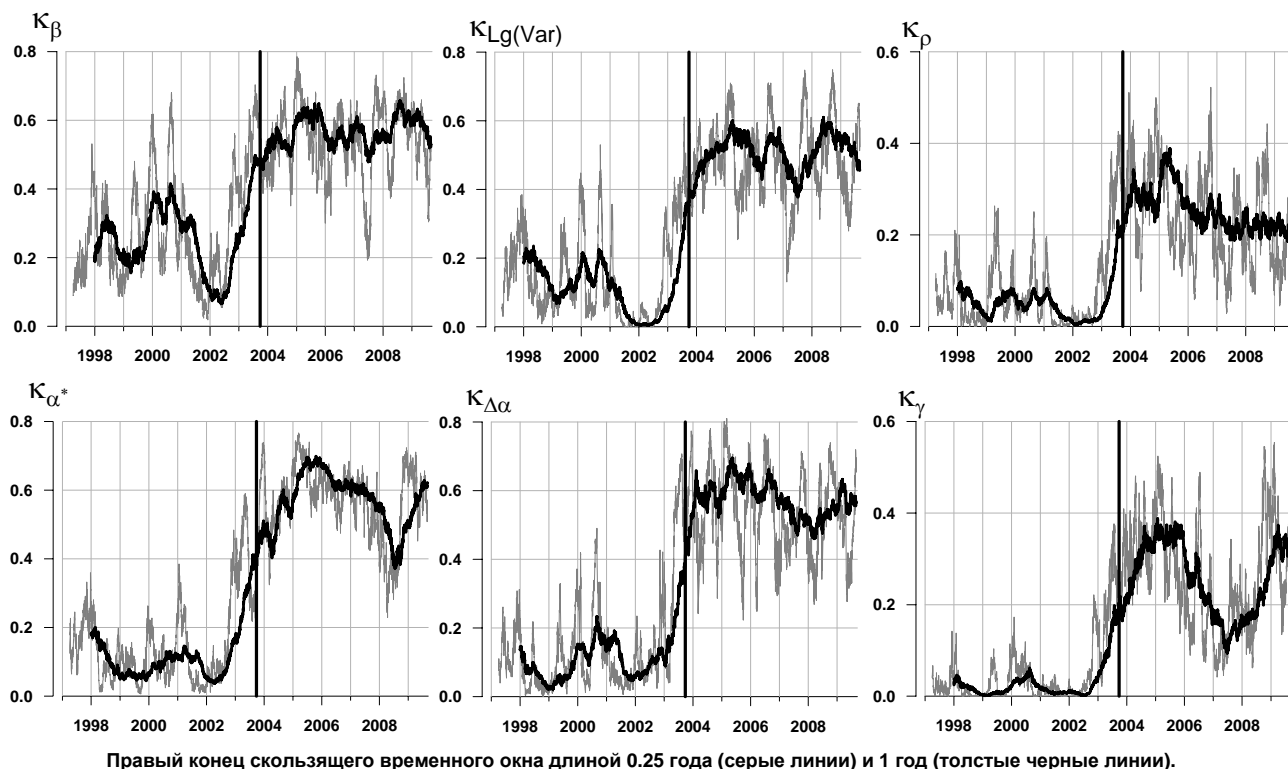


Рис.3. Графики робастной множественной меры корреляции κ , оцененной для приращений медиан значений 6-ти статистик β , $\lg(\text{Var})$, ρ , α^* , $\Delta\alpha$ и γ (нижний индекс у величин κ), вычисленных для сейсмических станций внутри 5-ти пространственных кластеров (Рис.1) для 1-минутных данных в последовательных сутках. Серые линии соответствуют оценкам κ в окне длиной 0.25 года, а черные линии – в окне длиной 1 год. Вертикальные толстые линии соответствуют моменту землетрясения 25.09.2003.

3. Новую информацию дал кластерный анализ облака векторов параметров фона в скользящем окне длиной 2 года. Исходной целью такого анализа является поиск ответа на вопрос, сколько «мод поведения» микросейсмического фона можно выделить и как число этих мод меняется во времени. Здесь под модой поведения имеется в виду кластер (компактная группа) векторов параметров в текущем «длинном» 2-годовом окне. Использование этого подхода позволяет ввести новый параметр – «кластерную экспоненту» μ и выделить аномальный участок поведения фона 2007-2010 гг., характеризующийся положительным трендом значений μ , аналогичный более короткому тренду перед событием на Хоккайдо 25.09.2003. При этом подходе станции сети не делятся на заданное число пространственных групп с целью последующего вычисления мер когерентности или корреляции между вариациями различных параметров фона от каждой группы станций в скользящих временных окнах, как это делалось в работах [Любушин, 2009, 2010]. Таким образом, медианы параметров фона берутся по всем станциям сети, что делает используемые параметры интегральными характеристиками поля микросейсм в области, покрываемой сетью наблюдений. К 6 параметрам микросейсмического

фона, описанным в пункте 2, был добавлен еще один ξ - число обнуляемых моментов оптимального ортогонального вейвлета, с возможными целочисленными значениями от 1 до 10. Чем больше значение ξ , тем более гладкой является волновая форма в пределах текущих суток. Заметим, что после вычисления медианы по всем станциям показатель гладкости перестает быть целым числом. Вариации этих статистик представлены на рис.4.

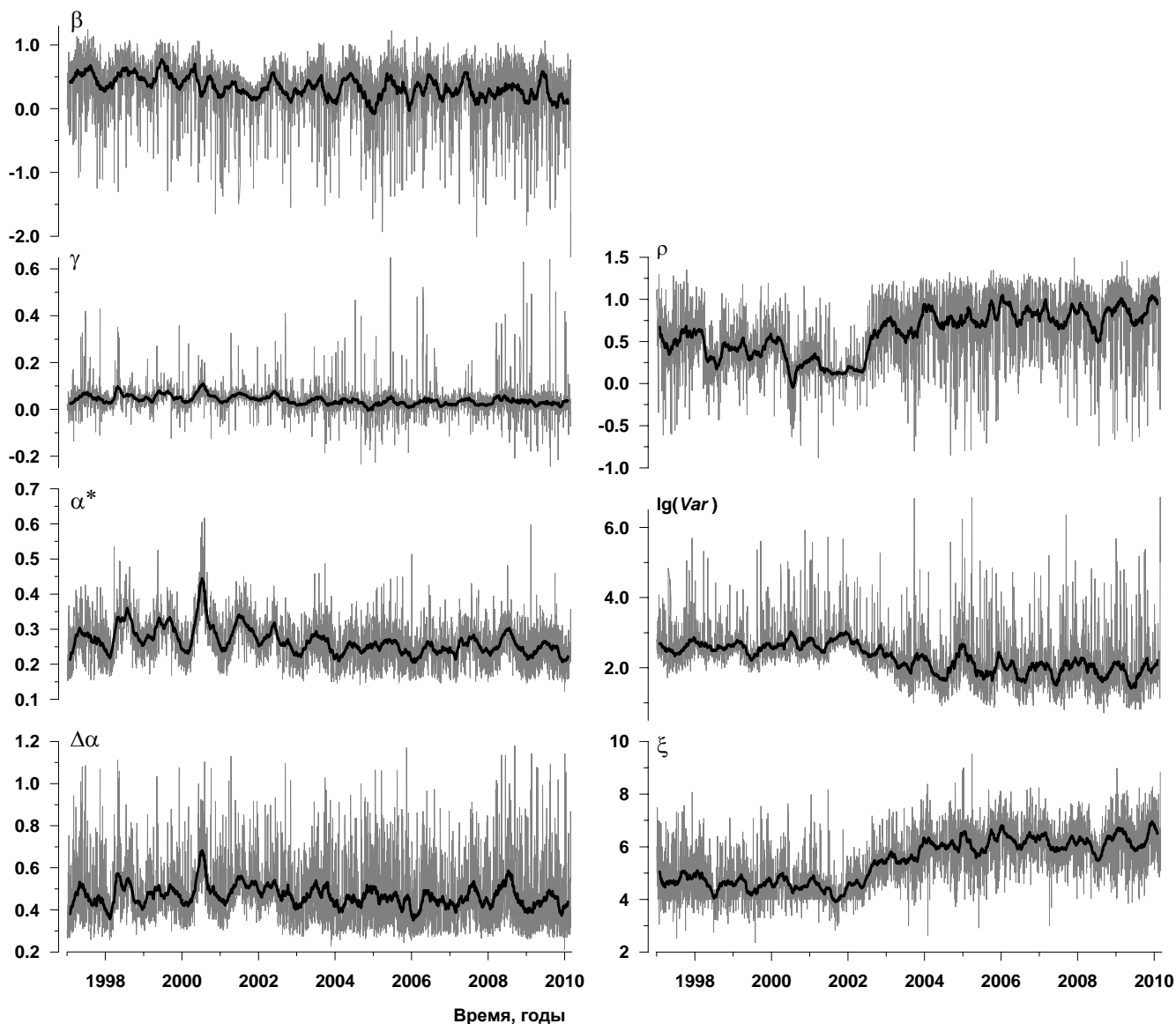


Рис.4. Зависимости статистик, вычисляемых как медианы по всем сейсмическим станциям сети F-net в последовательных временных окнах длиной 1 сутки: β - спектральная экспонента; γ - коэффициент асимметрии спектра сингулярности; α^* - обобщенный показатель Херста; $\Delta\alpha$ - ширина носителя спектра сингулярности; ρ - индекс линейной предсказуемости; $\lg(Var)$ - десятичный логарифм дисперсии; ξ - индекс гладкости волновых форм. Величины β , $\lg(Var)$ и ξ вычислялись после удаления тренда полиномом 8-го порядка в каждом окне длиной 1 сутки. Черными толстыми линиями даны графики скользящих средних в окне длиной 57 суток.

Далее бралось скользящее временное окно длиной 730 суток (2 года) и для каждого окна производилась следующая последовательность операций с облаком 7-мерных векторов $\vec{\psi}$ с компонентами β , ξ , $\lg(Var)$, ρ , α^* , $\Delta\alpha$ и γ внутри каждого окна:

а) Каждая компонента вектора $\vec{\psi}$ подвергалась операции нормализации и винзоризации: вычислялись выборочные средние значения и стандартные отклонения σ , выборочные значения вычитались, значения, выходящие за $\pm 4\sigma$, обрезались, после чего производилось деление на σ – и так итерационно, до тех пор, пока значение σ не перестанет меняться.

б) Для полученного облака нормализованных 7-мерных векторов вычислялись первые 4 главных компоненты как проекции на собственные вектора ковариационной матрицы внутри текущего окна, соответствующие 4-м максимальным собственным числам (это обеспечивало дополнительное подавление шума и сохраняло от 91 до 95% общей дисперсии).

в) Для полученного облака 4-мерных векторов главных компонент производилось разбиение на заданное число q кластеров $\Gamma_k, k=1, \dots, q$. Пробное число кластеров варьировалось последовательно от 40 до 2-х. Разбиение производилось последовательностью иерархической кластеризации с использованием метрики «дальний сосед» (что обеспечивает получение компактных и «округлых» кластеров) и последующей итерации метода К-средних.

Пусть N – общее число 4-мерных векторов $\vec{\zeta}$ главных компонент (от нормализованных 7-мерных векторов) в текущем временном окне, а $\vec{\zeta}_0$ – вектор общего центра масс облака главных компонент (вследствие предварительных операций нормализации и винзоризации $\vec{\zeta}_0 = 0$). Пусть $\vec{\zeta}_k, k=1, \dots, q$ – вектора центров масс кластеров, а n_k – число элементов в каждом кластере, $\sum_{k=1}^q n_k = N$. Разбиение облака из N векторов на заданное число q кластеров оценивается следующими величинами:

$$\sigma_0^2(q) = \frac{\sum_{k=1}^q \sum_{\zeta \in \Gamma_k} |\vec{\zeta} - \vec{\zeta}_k|^2}{N - q} \quad (1)$$

– мера внутри-кластерной компактности;

$$\sigma_1^2(q) = \frac{\sum_{k=1}^q v_k \cdot |\vec{\zeta}_k - \vec{\zeta}_0|^2}{q - 1}, \quad v_k = \frac{n_k}{N} \quad (2)$$

– взвешенная мера расхождения между центрами кластеров;

$$PFS(q) = \frac{\sigma_1^2(q)}{\sigma_0^2(q)} \quad (3)$$

– так называемая псевдо-F-статистика.

Разбиение облака на q кластеров производится с целью минимизации величины $\sigma_0^2(q)$. Формально величина $\sigma_0^2(q)$ может быть определена и для $q=1$: $\sigma_0^2(1) = \sum_{\zeta} |\vec{\zeta} - \vec{\zeta}_0|^2 / (N - 1)$.

Величина $\sigma_0^2(q)$ монотонно возрастает с убыванием q и зависимость $\log(\sigma_0^2(q))$ от $\log(q)$ близка к линейной, то есть $\sigma_0^2(q) \sim q^{-\mu}$. Этот факт иллюстрируется на Рис.5.

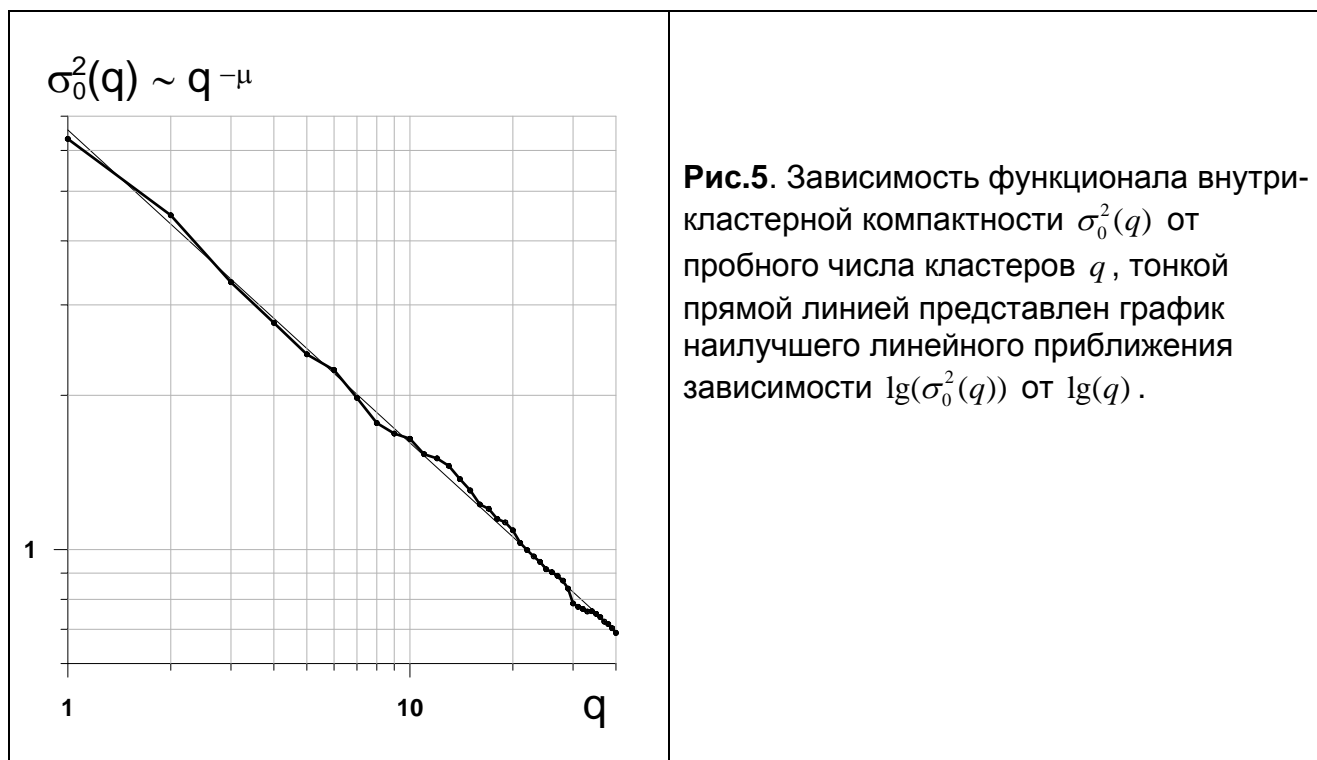


Рис.5. Зависимость функционала внутри-кластерной компактности $\sigma_0^2(q)$ от пробного числа кластеров q , тонкой прямой линией представлен график наилучшего линейного приближения зависимости $\lg(\sigma_0^2(q))$ от $\lg(q)$.

Назовем величину μ кластерной экспонентой. Ее можно оценить для заданного окна как коэффициент наклона прямой линии, подогнанной методом наименьших квадратов к зависимости $\log(\sigma_0^2(q))$ от $\log(q)$.

Величина (3) характеризует качество разбиения на заданное число кластеров: чем больше $PFS(q)$, тем разбиение лучше. Для хорошего разбиения величине $\sigma_0^2(q)$ внутри-кластерной компактности желательно быть малым, а расхождению $\sigma_1^2(q)$ между кластерами – большим. Оптимальное число кластеров q^* находится из условия максимума $PFS(q)$. В то же время $PFS(q)$ (а точнее $\sigma_1^2(q)$) не может быть вычислена для $q=1$. Поэтому для различения случаев $q=1$ и $q=2$ нужно применять другие соображения. Известно, что оптимальное число кластеров может быть также определено по точке излома монотонной зависимости $\sigma_0^2(q)$ для $q=q^*$: для $q < q^*$ функция $\sigma_0^2(q)$ растет быстрее с убыванием q , чем для $q > q^*$. Этот критерий определения $q=q^*$ более подвержен влиянию шума и работает хуже, чем использование метода $q^* = \arg \max_{2 \leq q} PFS(q)$, но для различения случаев $q=1$ и $q=2$ он является единственной возможностью. Обозначим через $\delta \log(\sigma_0^2(q))$ отклонение величины $\log(\sigma_0^2(q))$ от прямой наилучшего приближения зависимости от $\log(q)$. Тогда будем считать, что точка $q=2$ является точкой излома зависимости $\sigma_0^2(q)$, если $\delta \log(\sigma_0^2(1))$ превышает все значения $\delta \log(\sigma_0^2(q))$ для $q \geq 2$. Таким образом, оптимальное число q^* кластеров определим согласно правилу:

$$\begin{aligned}
 & \text{Пусть } q_0 = \arg \max_{2 \leq q \leq 40} PFS(q) \\
 & \text{если } q_0 > 2 \text{ то } q^* = q_0 \\
 & \text{иначе: если } \delta \log(\sigma_0^2(1)) \leq \max_{2 \leq q \leq 40} \delta \log(\sigma_0^2(q)) \text{ то } q^* = 1 \\
 & \text{иначе } q^* = 2
 \end{aligned} \tag{4}$$

На Рис.6 представлены результаты кластеризации 4-х главных компонент 7 ежедневных медианных характеристик микросейсмического фона сети F-net для более чем 13 лет наблюдений (01.01.1997-28.02.2010) при оценке в скользящем временном окне длиной 2 года ($N = 730$) со смещением 7 суток.

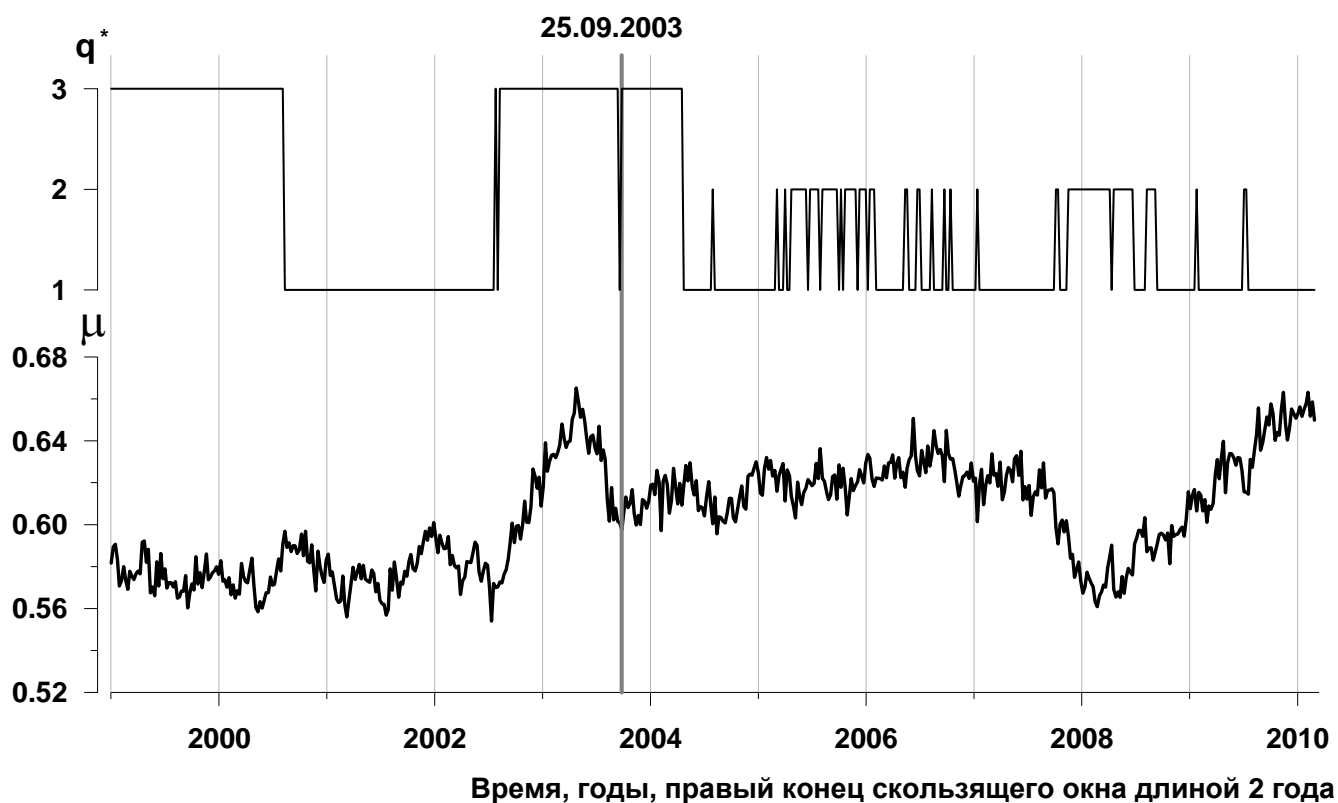


Рис.6. Результаты кластерного анализа 4-х первых главных компонент в скользящем временном окне длиной 2 года со смещением 7 суток в зависимости от положения правого конца временного окна: q^* – оптимальное число кластеров; μ – значение кластерной экспоненты. Вертикальной линией обозначен момент времени землетрясения около о.Хоккайдо 25.09.2009, $M = 8.3$.

Следует отметить изменение характера переключения между числом оптимальных кластеров после 2004 года на рис.6 – режим переключений стал более хаотичным, причем вариант 3-х кластеров, который был преобладающим ранее, полностью исчез. Этот факт может быть интерпретирован как «замораживание» определенной внутренней степени свободы поля микросейсм после события 25.09.2003 перед возможным будущим сильным толчком. Кластерная экспонента μ имеет выраженный линейный тренд с последующим достижением максимума и возвратным движением на новый средний уровень значений перед событием 25.09.2003. Эта особенность поведения значительно отличается от предыдущего фона статистических флуктуаций вокруг среднего значения. Начальная стадия этой аномалии – линейный тренд, повторяется с положения правого конца 2-годового окна в начале 2008 года,

причем положительный тренд μ имеет более длительный характер и продолжается по настоящее время.

4. На рис.7 представлен график изменения робастного коэффициента корреляции [Любушин, 2007, 2010] между параметрами α^* и $\Delta\alpha$, вычисленного в скользящем временном окне длиной 1 год. Следует отметить, что все множественные коэффициенты корреляций для медиан всех параметров демонстрируют схожее увеличение перед событием 25.09.2003, аналогично эффектам увеличения синхронизации между изменениями медиан одного и того же параметра, но вычисленных от разных групп станций в работе [Любушин, 2010]. Однако рис.7 примечателен тем, что он содержит 2 яркие аномалии поведения коэффициента корреляции – острые минимумы в 2002 и 2009 гг. Поскольку после первой аномалии 2002 года последовало крупное землетрясение 25.09.2003, то логично предположить, что второй острый минимум коэффициента корреляции может быть также предвестником будущего сильного события в июле 2010 года, причем это событие может быть большим по энергии.

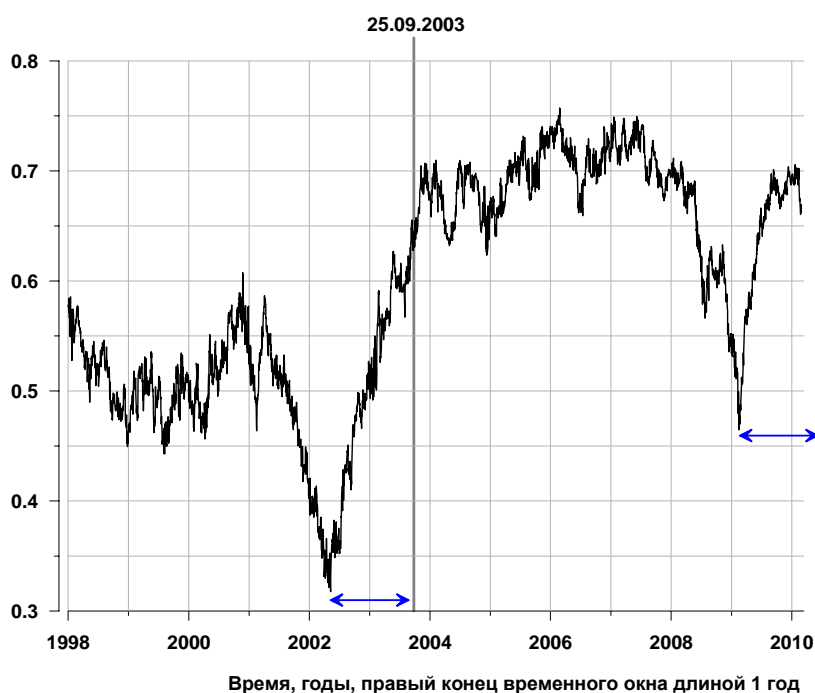


Рис.7. График робастного коэффициента корреляции между вариациями величин α^* и $\Delta\alpha$ (см. Рис.4) в скользящем временном окне 365 суток (1 год) в зависимости от положения правого конца временного окна. Вертикальной линией обозначен момент времени землетрясения около о.Хоккайдо 25.09.2009, $M = 8.3$, двусторонними горизонтальными стрелками выделены временные интервалы одинаковой длины от момента первого минимума коэффициента корреляции до момента землетрясения 25.03.2009 и от момента второго минимума до июля 2010 года.

Литература

Любушин А.А. Анализ данных систем геофизического и экологического мониторинга. М.: Наука, 2007, 228с.

Любушин А.А. Тренды и ритмы синхронизации мультифрактальных параметров поля низкочастотных микросейсм. // Физика Земли, 2009, № 5, с.15-28.

Любушин А.А. Статистики временных фрагментов низкочастотных микросейсм: их тренды и синхронизация. // Физика Земли, 2010, № 6, с.86-96.