

УДК 550.334

## КАРТЫ ЛИНЕЙНОЙ СИНХРОНИЗАЦИИ СВОЙСТВ ГЛОБАЛЬНОГО ПОЛЯ НИЗКОЧАСТОТНЫХ СЕЙСМИЧЕСКИХ ШУМОВ

© 2013 г. А.А. Любушин

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

Поле сейсмических шумов с периодами от 2 до 500 мин анализируется по записям 147 широкополосных сейсмических станций глобальной сети *IRIS* за время регистрации с 01.01.1997 г. по 31.03.2012 г. Для каждой станции вычисляются временные ряды ежедневных значений четырех статистик волновых форм сейсмического шума – логарифма дисперсии, ширины носителя мультифрактального спектра сингулярности, индекса линейной предсказуемости, минимальной нормализованной энтропии распределения квадратов ортогональных вейвлет-коэффициентов. Для каждого из этих параметров строятся усредненные карты его распределения по поверхности Земли и линейной синхронизации. При этом значения параметров определяются в узлах регулярной сетки цифровой карты как множественный робастный коэффициент корреляции между значениями параметра в пяти ближайших к данному узлу сейсмических станциях. Оказалось, что несмотря на существенные различия в природе рассматриваемых параметров карты их линейной синхронизации подобны друг другу. Выделяются три основных центра синхронизации – Северная Америка, включая область Йеллоустонской кальдеры; Южная Европа и Средиземноморье; Австралия. Обсуждаются возможные причины подобия карт линейной синхронизации.

**Ключевые слова:** глобальное поле сейсмических шумов, мультифракталы, вейвлеты, энтропия, предсказуемость, линейная синхронизация.

### Введение

Развитие наблюдательной сейсмологии привело к появлению в конце XX в. уникального инструмента получения информации о процессах в недрах Земли – глобальной сети сейсмических станций *IRIS*. Данные непрерывных наблюдений с использованием стандартной аппаратуры, получаемые национальными сетями, собираются в единую базу и могут быть заказаны и скачены через Интернет любым желающим, сделавшим запрос по адресу: <http://www.iris.edu/forms/webrequest.htm>. Общее число станций, записи которых могут быть получены для анализа, составляет порядка 1000. Наибольший интерес для исследователей представляют записи широкополосных станций, рабочий диапазон которых доходит фактически до частот приливных деформаций земной коры и служит границей между сейсмологией и гравиметрией. В силу больших (по сейсмологическим меркам) периодов колебания в этом диапазоне представляют собой своего рода глобальную “дрожь” планеты. Несмотря на то, что основная энергия таких низкочастотных микросейсмических колебаний обусловлена процессами, происходящими в атмосфере и океане (вариациями атмосферного давления и воздействием океанских волн на берег и шельф), они содержат важную информацию и о процессах в земной коре. Связь низкочастотных микросейсм, имеющих периоды 2–500 с, с интенсивностью океанских волн подробно исследована в таких работах, как [Berger, Davis, Ekstrom, 2004; Kobayashi, Nishida, 1998; Rhie, Romanowicz, 2004; Tanimoto, 2005].

Фактически земная кора – это среда распространения энергии от атмосферных и океанических процессов. Поскольку передаточные свойства коры зависят от ее состояния, можно ожидать, что статистические свойства микросейсмических колебаний отражают свойства литосферы.

В данной статье используются записи широкополосных станций, входящих в группу *GSN* (*Global Seismic Network*; [http://www.iris.edu/mda/\\_GSN](http://www.iris.edu/mda/_GSN)), которая объединяет в настоящее время 226 станций. Многие из этих станций задействованы сравнительно недавно – в 2007–2008 гг. Нас же интересовали записи стабильно работающих станций, введенных в строй не позднее 2005 г. – к настоящему моменту в группе *GSN* 147 таких станций; именно их данные и анализируются в представляемой работе. Из Интернета скачивались записи вертикальных компонент с частотой дискретизации 1 Гц (*LHZ*-записи) за период 01.01.1997 г. – 31.03.2012 г.; затем сейсмические записи приводились к шагу по времени 1 мин путем вычисления средних значений в последовательных временных интервалах длиной 60 значений.

### Используемые статистики

*Минимальная нормализованная энтропия вейвлет-коэффициентов  $En$  и логарифм дисперсии  $\lg(Var)$ .* Ниже в рассмотрение вводится нормализованная энтропия распределения квадратов коэффициентов “наилучшего” ортогонального вейвлета. В отличие от классического Фурье-анализа, при обработке сигналов с использованием ортогональных вейвлетов возникает вопрос о выборе базиса, решаемый чаще всего с помощью критерия минимума энтропии распределения вейвлет-коэффициентов [Mallat, 1998]. Пусть  $X(t)$  – конечная выборка некоторого случайного сигнала, где  $t=1, \dots, N$  – индекс, нумерующий последовательные отсчеты (дискретное время). Определим нормализованную энтропию конечной выборки формулой

$$En = -\sum_{k=1}^N p_k \log(p_k) / \log(N), \quad p_k = c_k^2 / \sum_{j=1}^N c_j^2, \quad 0 \leq En \leq 1, \quad (1)$$

в которой  $c_k, k=1, N$  – коэффициенты ортогонального вейвлет-разложения с некоторым базисом. Ниже использованы 17 ортогональных вейвлетов Добеши: десять обычных базисов с минимальным носителем 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 нормализованная энтропия распределения квадратов коэффициентов по формуле (1) и находился базис, обеспечивающий минимум величине  $En$ . Заметим, что в силу ортогональности вейвлет-преобразования сумма квадратов коэффициентов равна дисперсии (энергии) сигнала  $X(t)$ . Таким образом, величина (1) определяет энтропию распределения энергии колебаний на различных пространственных и временных масштабах.

Выбор базиса из условия минимума энтропии основан на соображении, что при минимальной энтропии максимум информации о сигнале содержится в минимуме достаточно больших по абсолютной величине вейвлет-коэффициентов. Побочным продуктом решения задачи о выборе базиса является сама минимальная величина  $En$  нормализованной энтропии, которая, как оказалось, обладает рядом свойств, представляющих интерес при их геофизической интерпретации.

Далее оценка величины  $En$  выполнялась в скользящем временном окне, состоящем из 1440 фиксированных соседних минутных отсчетов, составляющих одни сутки. При этом перед вычислением нормализованной энтропии (1) производилась операция устранения тренда полиномом восьмого порядка для избавления от детерминированных трендов, вызванных влиянием приливных и термических деформаций земной коры, и перехода к исследованию характеристик шума. Таким образом для каждой станции получался временной ряд значений минимальной нормализованной энтропии  $En$  ( $0 \leq En \leq 1$ ) с шагом по времени 1 сут. Одновременно с оценкой  $En$  получались последовательные ежесуточные значения величин десятичного логарифма дисперсии

сейсмического шума  $\lg(Var)$ , где  $Var$  – значение среднеквадратичного отклонения от тренда.

*Мультифрактальный параметр  $\Delta\alpha$ .* Пусть имеется некоторое случайное колебание  $X(t)$  на интервале времени  $[t - \delta/2, t + \delta/2]$  длиной  $\delta$  с центром во временной точке  $t$ . Рассмотрим размах случайного колебания на этом интервале  $\mu(t, \delta)$ , т.е. разницу между максимальным и минимальным значениями:

$$\mu(t, \delta) = \max_{t-\delta/2 \leq s \leq t+\delta/2} X(s) - \min_{t-\delta/2 \leq s \leq t+\delta/2} X(s). \quad (2)$$

Если устремить  $\delta \rightarrow 0$ , то  $\mu(t, \delta)$  будет также стремиться к нулю, но для нас важна скорость этого убывания. Если скорость определяется законом  $\mu(t, \delta) \underset{\delta \rightarrow 0}{\sim} \delta^{h(t)}$  или если существует предел  $h(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} (\log(\mu(t, \delta)) / \log(\delta))$ , то величина  $h(t)$  называется экспонентой Гельдера–Липшица. Если величина  $h(t)$  не зависит от момента времени  $t$ , т.е.  $h(t) = \text{const} = H$ , то случайное колебание  $X(t)$  называется монофрактальным, а величина  $H$  – экспонентой Херста. Если же экспоненты Гельдера–Липшица  $h(t)$  существенно различны для разных моментов времени  $t$ , то случайное колебание называется мультифракталом, и для него можно определить понятие спектра сингулярности  $F(\alpha)$  [Feder, 1988]. Для этого мысленно выделим множество  $C(\alpha)$  таких моментов времени  $t$ , которые имеют одно и то же значение  $\alpha$  экспоненты Гельдера–Липшица:  $h(t) = \alpha$ . Множества  $C(\alpha)$  существуют (т.е. содержат какие-то элементы, не являются пустыми множествами) не для всех значений  $\alpha$  – существуют некоторые  $\alpha_{\min}$  и  $\alpha_{\max}$ , такие, что лишь для  $\alpha_{\min} < \alpha < \alpha_{\max}$  множества  $C(\alpha)$  непустые. Мультифрактальный спектр сингулярности  $F(\alpha)$  – это фрактальная размерность множества точек  $C(\alpha)$ . Параметр  $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ , называемый шириной носителя спектра сингулярности, представляется наиболее важной мультифрактальной характеристикой. Кроме того, интерес представляет аргумент  $\alpha^*$ , доставляющий максимум спектру сингулярности  $F(\alpha^*) = \max_{\alpha_{\max} \leq \alpha \leq \alpha_{\min}} F(\alpha)$ , называемый обобщенным показателем Херста (в данной статье не рассматривается). Максимум спектра сингулярности не может превосходить 1 – размерности вмещающего множества или оси времени,  $0 < F(\alpha^*) \leq 1$ ; обычно  $F(\alpha^*) = 1$ . Заметим, что для монофрактального сигнала  $\Delta\alpha = 0$ ,  $\alpha^* = H$ .

Оценка параметра  $\Delta\alpha$  осуществлялась для одномоментных данных в последовательных интервалах времени длиной 1 сут. Использовался метод, основанный на анализе флуктуаций после устранения масштабозависимых трендов. Для удаления трендов использовались локальные полиномы восьмого порядка<sup>1</sup>. Таким образом, точно так же, как и для значений минимальной нормализованной энтропии  $En$  и логарифма дисперсии  $\lg(Var)$ , для каждой станции получались временные ряды значений  $\Delta\alpha$  с шагом по времени 1 сут.

По своему определению  $\Delta\alpha$  – это мера разнообразия случайного поведения сигнала и, грубо говоря, отражает число экспонент Гельдера–Липшица. В простом монофрактальном случайном сигнале есть только один показатель Гельдера–Липшица (он же – показатель Херста). Поэтому уменьшение  $\Delta\alpha$  является признаком подавления (уменьшения числа) определенных степеней свободы системы, генерирующей изучаемый сигнал.

<sup>1</sup> Детали вычисления мультифрактальных статистик шума подробно изложены в работах [Любушин, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011] и в дальнейшем описании опущены.

Мультифрактальные статистики  $\Delta\alpha$  и  $\alpha^*$  низкочастотного сейсмического шума, полученные по данным широкополосной сейсмической сети *F-net* в Японии<sup>1</sup>, успешно использованы для прогноза Японского мегаземлетрясения 11.03.2011 г. Прогноз был заблаговременно опубликован в серии статей автора и его выступлениях на международных конференциях [Любушин, 2009, 2010, 2011a; Lyubushin, 2008, 2010a,b]. После землетрясения опыт этого прогноза был обобщен в статьях [Любушин, 2011б,в; Любушин, Родкин, Тихонов, 2011]. К сожалению, плотность станций в глобальной сети *IRIS* пока не позволяет использовать ее для целей прогноза сильных землетрясений.

*Индекс линейной предсказуемости*  $c_{\text{pred}}$ . Этот параметр случайного процесса, введенный в работе [Любушин, 2010], вычисляется по формуле  $c_{\text{pred}} = V_0 / V_{AR} - 1$ , где  $V_0$  – дисперсия ошибки  $\varepsilon_0(t)$  тривиального прогноза  $\hat{x}_0(t)$  на 1 шаг вперед для приращений  $x(t)$  сейсмических записей, который равен среднему по предыдущему “малому” временному окну длиной  $n$  отсчетов:  $\hat{x}_0(t) = \sum_{s=t-n}^{t-1} x(s)/n$ . Таким образом,  $\varepsilon_0(t) = x(t) - \hat{x}_0(t)$ , 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  $\varepsilon_{AR}(t) = x(t) - \hat{x}_{AR}(t)$  есть ошибка линейного прогноза  $\hat{x}_{AR}(t)$  на шаг вперед, сделанного с помощью модели авторегрессии 2-го порядка (*AR(2)*-прогноз), коэффициенты которой оцениваются также по предыдущему “малому” временному окну длиной  $n$  отсчетов, т.е. рассматривается модель:

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

в которой  $c = (a_1, a_2, d)^T$  – вектор 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 *AR(2)*-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  $\sum_{\lambda=t-n+2}^{t-1} e^2(\lambda) \rightarrow \min_c$ , откуда нетрудно получить формулы для оценки параметров методом наименьших квадратов:

$$\hat{c}(t) = A^{-1}(t)R(t), \quad A(t) = \sum_{s=t-(n-2)}^{t-1} Y(s)Y^T(s), \quad R(t) = \sum_{s=t-(n-2)}^{t-1} x(s)Y(s). \quad (4)$$

Ошибка *AR(2)*-прогноза на шаг вперед задается формулой  $\varepsilon_{AR}(t) = x(t) - \hat{x}_{AR}(t)$ . Выбор второго порядка авторегрессии обусловлен тем, что это минимальный порядок для *AR*-модели, при котором описывается колебательное движение и допускается положение максимума спектральной плотности в значениях частот между частотой Найквиста и нулевой [Box, Jenkins, 1970; Kashyap, Rao, 1976]. Переход к приращениям связан с необходимостью избавления от доминирования низких частот (приливной компо-

<sup>1</sup> Сеть включает 83 станции и работает с 1997 г.

ненты и прочих трендов).  $AR$ -прогноз использует свойство коррелированности соседних значений приращений записей и, если она имеет место, то  $V_{AR} < V_0$  и  $c_{Pred} > 0$ .

Подобно введенным выше параметрам сейсмического шума  $\lg(Var)$ ,  $En$  и  $\Delta\alpha$  коэффициент  $c_{Pred}$  вычислялся для каждой станции по одноминутным данным в последовательных временных фрагментах длиной 1 сут. При этом длина короткого временного окна бралась равной 1 ч. Таким образом, в формулах (3) и (4) длины окон  $N=1440$ ,  $n=60$ . Перед вычислением индекса  $c_{Pred}$  производился переход к приращениям волновых форм сейсмического шума для подавления приливных трендов и увеличения стационарности сигналов.

*Робастный множественный коэффициент корреляции*  $\kappa$ . Далее будут изучаться не только параметры  $\lg(Var)$ ,  $En$ ,  $\Delta\alpha$  и  $c_{Pred}$ , введенные выше, но и распределение по поверхности Земли их корреляций в заданном числе соседних сейсмических станций. Для этого необходимо распространение обычного симметричного коэффициента корреляции, определенного для двух выборок, на случай, когда число анализируемых выборок больше двух.

Кратко рассмотрим процедуру вычисления множественного коэффициента корреляции компонент многомерного временного ряда. Она основана на использовании канонических корреляций [Rao, 1965], но отличается от классического подхода использованием робастных (устойчивых к выбросам) оценок. Подробно эта процедура изложена в работе [Любушин, 2007].

Пусть  $u_r(s)$ ,  $r=1, \dots, Q$  –  $Q$ -мерный временной ряд,  $s=1, \dots, L$  – дискретное время. Выделим компоненту с номером  $p$  и рассмотрим линейную регрессионную модель влияния всех прочих компонент на выбранную  $u_p$ :

$$u_p(s) = w_p(s) + \varepsilon_p(s), \quad w_p(s) = \sum_{r=1, r \neq p}^Q \gamma_r^{(p)} \cdot u_r(s). \quad (5)$$

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

$$\mu_p = (S(\hat{z}_p^2) - S(\tilde{z}_p^2)) / (S(\hat{z}_p^2) + S(\tilde{z}_p^2)), \quad (6)$$

где  $\hat{z}_p(t) = a_p u_p(s) + b_p w_p(s)$ ;  $\tilde{z}_p(s) = a_p u_p(s) - b_p w_p(s)$ ;  $a_p = 1/S(u_p)$ ;  $b_p = 1/S(w_p)$ ;  $S(u_p) = med|u_p - med(u_p)|$ . Здесь  $med(u_p)$  означает медиану выборки  $u_p(s)$ ,  $s=1, \dots, L$ , а  $S(u_p)$ , таким образом, является абсолютным медианным отклонением выборки  $u_p(s)$ .

Величину  $\mu_p$  назовем робастной канонической корреляцией [Rao, 1965]  $p$ -ой компоненты по отношению ко всем прочим. Прделаем эти вычисления последовательно для всех  $p=1, \dots, Q$ ; затем определим величину

$$\kappa = \prod_{p=1}^Q |\mu_p|, \quad (7)$$

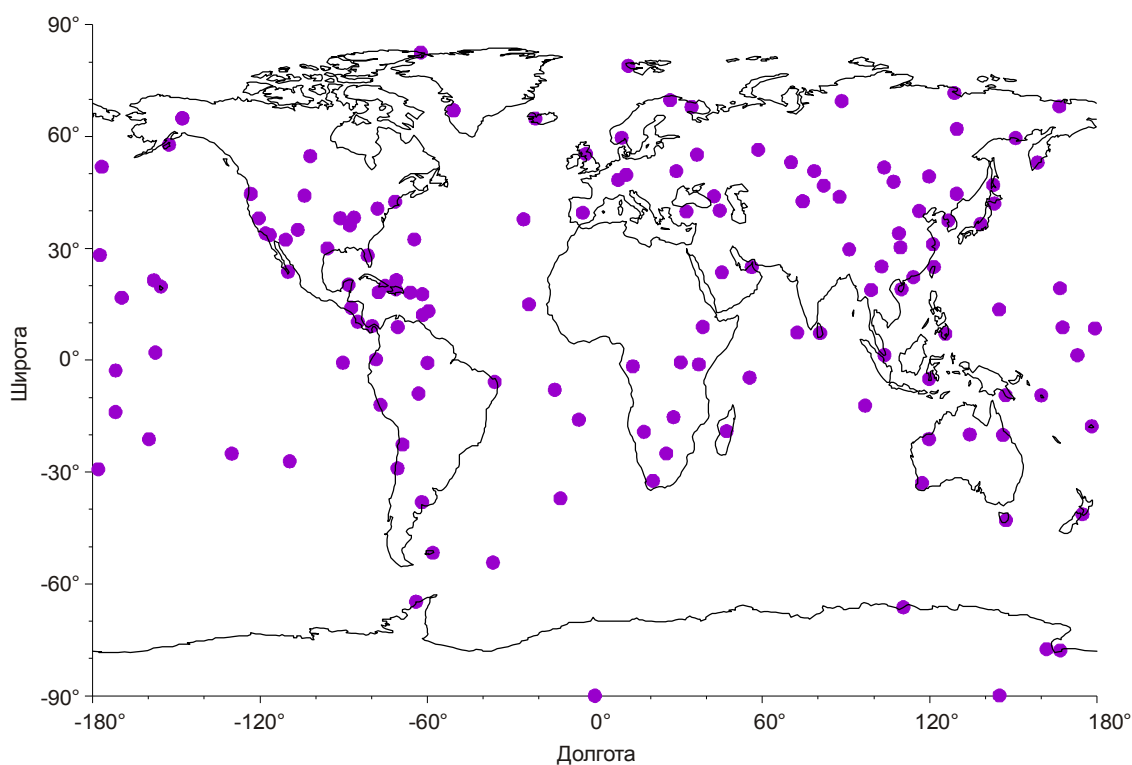
которую назовем робастным множественным коэффициентом корреляции многомерного временного ряда. Очевидно, что  $0 \leq \kappa \leq 1$  и чем ближе значение (7) к единице, тем сильнее общая линейная связь вариаций компонент многомерного временного ряда  $u_p(s)$  друг с другом. Использование в формуле (6) робастного коэффициента корреля-

ции связано с необходимостью обеспечения устойчивости оценки к выбросам значений параметров сейсмического шума, для которых будет вычисляться  $k$ . Поскольку величина (7) представляет собой произведение нескольких величин, по модулю меньших единицы, то ее значение зависит от размерности задачи  $Q$ , и сравнение коэффициентов  $k$  имеет смысл лишь для одних и тех же значений  $Q$ .

### Результаты анализа

Положение 147 широкополосных станций сети *IRIS*, для которых были построены ежесуточные временные ряды значений параметров  $\lg(\text{Var})$ ,  $En$ ,  $\Delta\alpha$  и  $c_{\text{Pred}}$ , представлено на рис. 1. Парные коэффициенты корреляции между значениями исследуемых параметров, вычисленные по этим станциям в течение всего времени наблюдений, приведены в таблице.

Для получения цифровой карты область от  $60^\circ$  ю.ш. до  $80^\circ$  с.ш. и от  $180^\circ$  з.д. до  $180^\circ$  в.д. покроем равномерной сеткой, включающей 100 узлов по долготе и 60 узлов по широте. Каждому узлу с двойным целочисленным индексом  $(i, j)$  припишем значения параметров, равные медианам значений от пяти ближайших к рассматриваемому узлу сейсмических станций.



**Рис. 1.** Положения 147 широкополосных станций сети *IRIS*

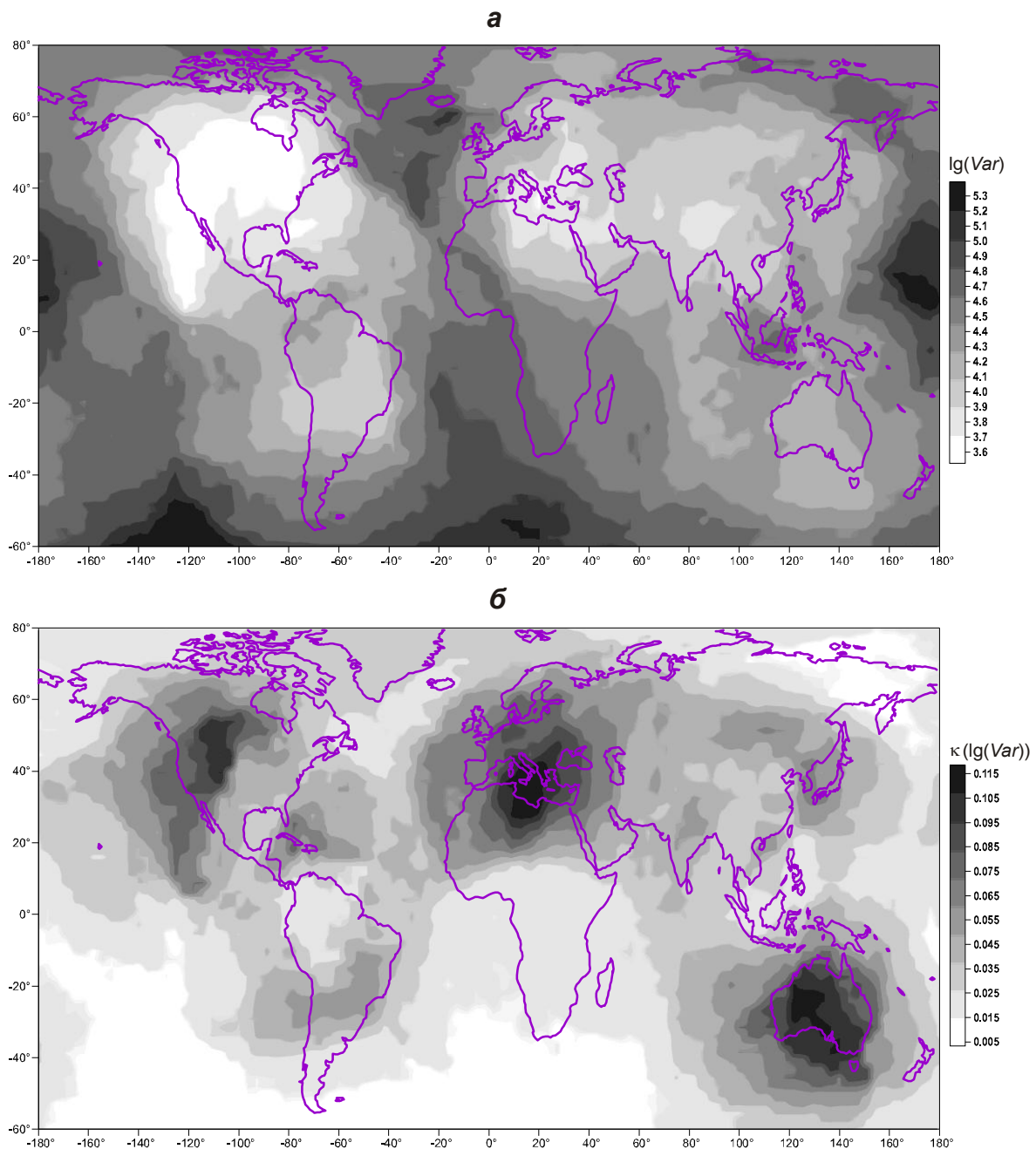
Коэффициенты корреляции между параметрами сейсмического шума по всем станциям сети *IRIS*

	$\Delta\alpha$	$\lg(\text{Var})$	$En$	$c_{\text{Pred}}$
$\Delta\alpha$	1	0.4294	-0.5534	-0.5389
$\lg(\text{Var})$	0.4294	1	-0.3597	-0.1391
$En$	-0.5534	-0.3597	1	0.4611
$c_{\text{Pred}}$	-0.5389	-0.1391	0.4611	1

Таким образом получают “элементарные” карты для каждого дня наблюдения, а после усреднения ежедневных карт по всем дням наблюдений – усредненные карты  $\lg(\text{Var})$  (рис. 2, *a*),  $E_n$  (рис. 3, *a*),  $\Delta\alpha$  (рис. 4, *a*) и  $c_{\text{Pred}}$  (рис. 5, *a*).

Для исследуемых параметров сейсмического шума, помимо карт их распределения, возможно построение карт распределения коэффициента  $\kappa$ , определяемого по формуле (7). Эта процедура аналогична вышеописанному методу построения карт, но с существенным отличием – значение  $\kappa$  в каждом узле равномерной сетки вычисляется не ежесуточно, а по значениям того или иного параметра в скользящем временном окне некоторой длины.

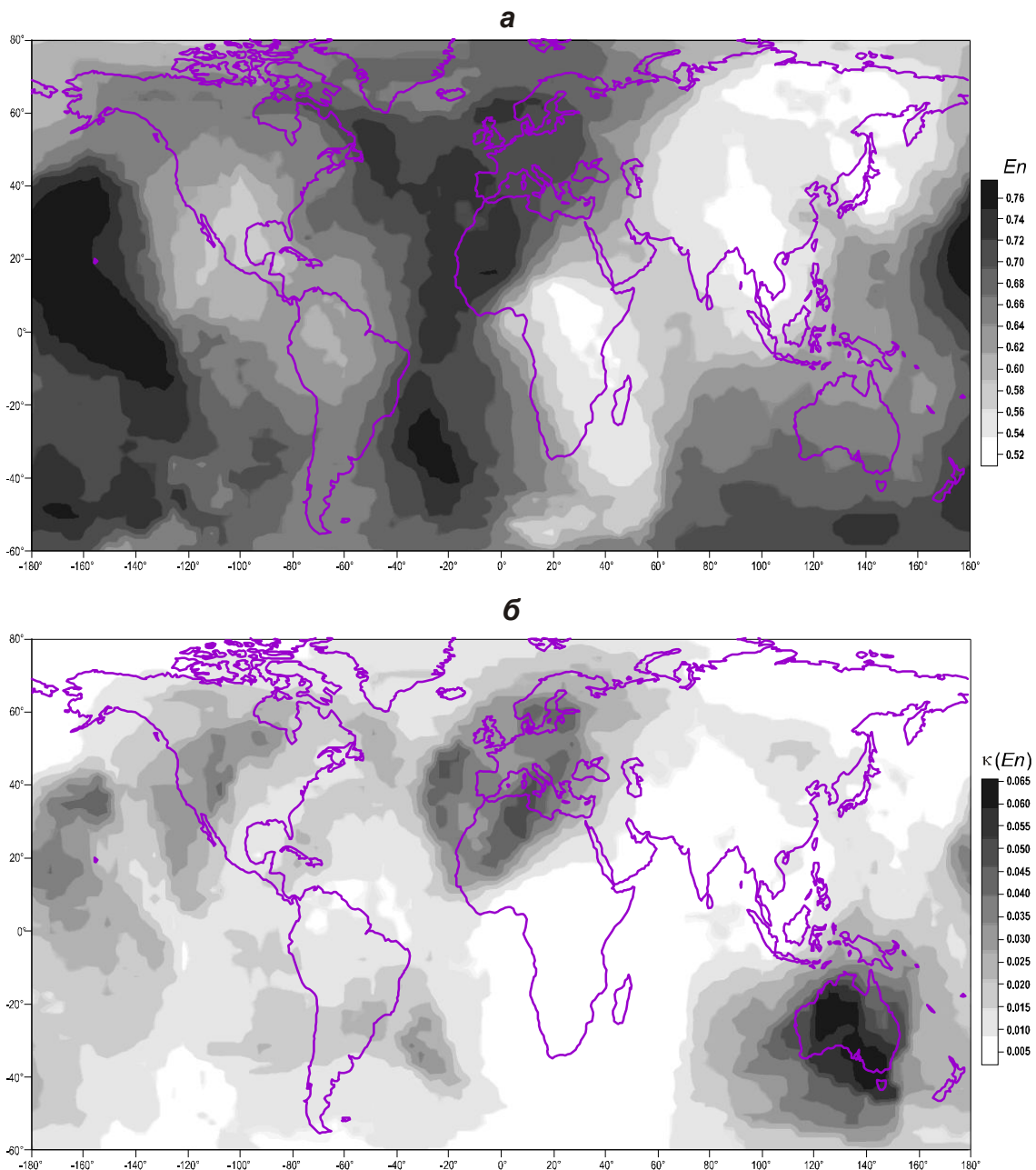
Пусть  $L$  – число соседних дней во временном окне. Для рассматриваемого узла цифровой карты выберем пять ближайших к нему сейсмических станций и вычислим коэффициент  $\kappa$  внутри текущего окна.



**Рис. 2.** Усредненные карты логарифма дисперсии сейсмического шума  $\lg(\text{Var})$  (*a*) и линейной синхронизации для него (*б*)

В дальнейших вычислениях длина окна была выбрана равной четырем лунным месяцам (84 сут). Таким образом, в формулах (5)–(7)  $Q=5$ ,  $L=84$ . Перед вычислением к внутри каждого окна устранялся общий линейный тренд. Для каждого окна получалась “элементарная” карта, которую назовем картой линейной синхронизации. Поскольку временные окна брались со смещением 7 сут, для исследуемого интервала времени (01.01.1997–31.03.2012 гг.) получилось 784 таких элементарных карты линейной синхронизации, усреднение которых дает карты распределения значений множественных коэффициентов корреляции к для параметров  $\lg(Var)$  (рис. 2, б),  $En$  (рис. 3, б),  $\Delta\alpha$  (рис. 4, б) и  $\kappa(c_{Pred})$  (рис. 5, б).

Обратимся к картам для самого простого параметра – логарифма дисперсии шума  $\lg(Var)$ , – приведенным на рис. 2. Можно видеть, что самыми “шумными” регионами, с точки зрения низкочастотных сейсмических шумов, являются центральные части Тихого и Атлантического океанов, а самые “тихие” регионы тяготеют к материкам (рис. 2, а).

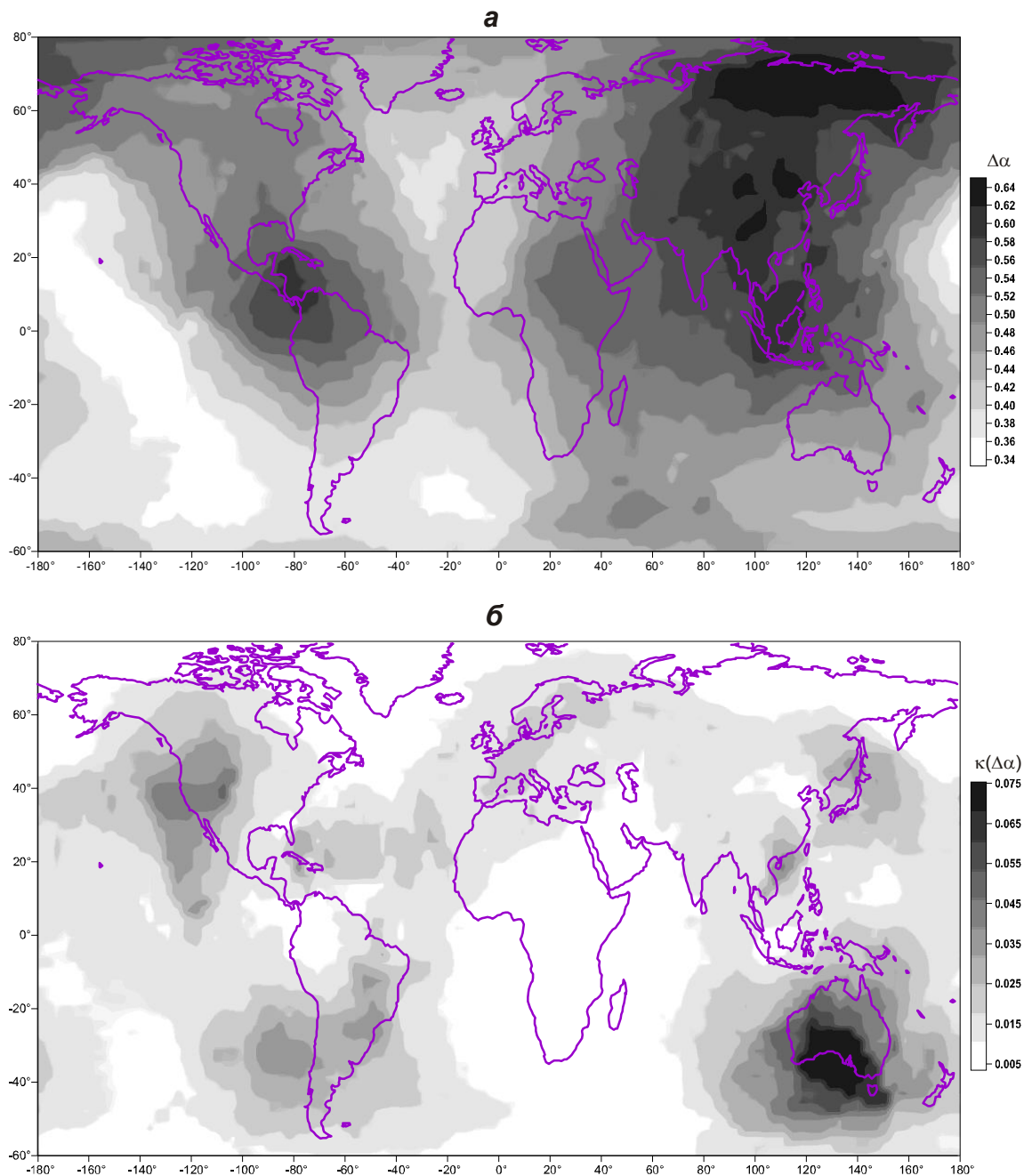


**Рис. 3.** Усредненные карты минимальной нормализованной энтропии  $En$  квадратов вейвлет-коэффициентов сейсмического шума (а) и ее линейной синхронизации (б)



На усредненной карте линейной синхронизации параметра  $\lg(\text{Var})$ , приведенной на рис. 2, б, прослеживается область максимумов в Северной Америке, почти совпадающая по конфигурации с областью минимальной дисперсии. Заметим, что эта область включает в себя Йеллоустонскую кальдеру, самый крупный дремлющий супервулкан планеты. На этой карте обращают на себя внимание еще два центра линейной синхронизации: один расположен в Австралии; второй охватывает Южную Европу, Средиземное море и часть Северной Африки.

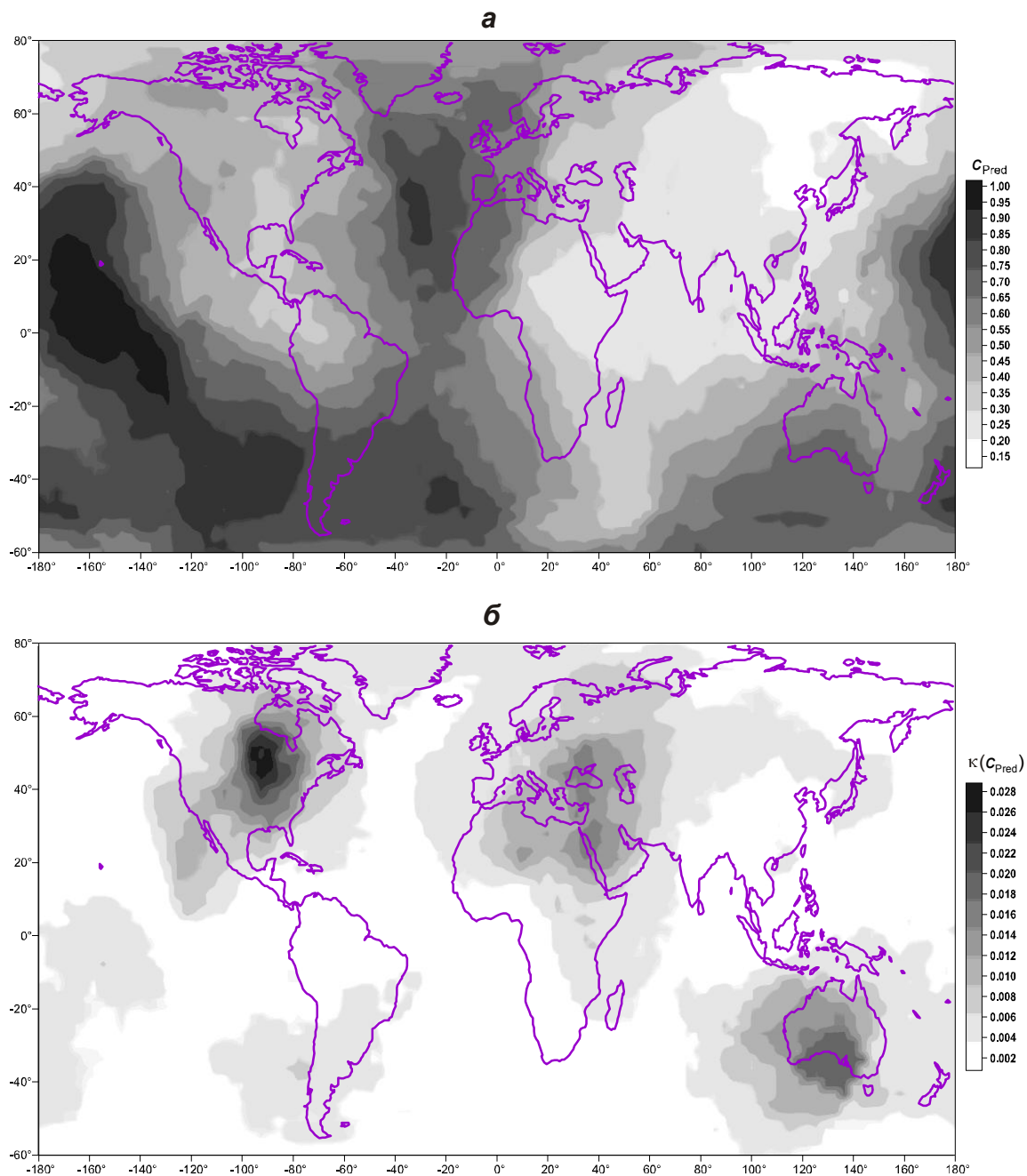
Аналогичные карты для минимальной нормализованной энтропии квадратов вейвлет-коэффициентов представлены на рис. 3. При сравнении рис. 2, а и рис. 3, а можно видеть, что области максимумов дисперсии и энтропии в значительной степени совпадают – это центральные части Тихого и Атлантического океанов; однако общий коэффициент корреляции по всем станциям составляет примерно  $-0.36$  (см. таблицу).



**Рис. 4.** Усредненные карты ширины носителя спектра сингулярности  $\Delta\alpha$  сейсмического шума (а) и линейной синхронизации для того же параметра (б)

Что же касается центров синхронизации, прослеживаемых на рис. 3, б, то при их сравнении с рис. 2, б видно, что Австралия является общим центром синхронизации как для дисперсии, так и для энтропии, тогда как Северная Америка и Южная Европа в качестве центров синхронизации для энтропии значительно “расплылись”. Тем не менее, в сравнении с прочими регионами, они остались областями большей синхронизации, причем для Северной Америки область Йеллоустонской кальдеры по-прежнему выделяется на окружающем фоне.

На рис. 4 и 5 представлены усредненные карты для ширины носителя спектра сингулярности  $\Delta\alpha$  и индекса линейной предсказуемости  $c_{\text{Pred}}$  и их множественного коэффициента корреляции. При сравнении положений максимумов и минимумов на картах, приведенных на рис. 4, а и 5, а, видно, что эти два параметра довольно сильно



**Рис. 5.** Усредненные карты индекса линейной предсказуемости  $c_{\text{Pred}}$  сейсмического шума (а) и линейной синхронизации для того же параметра (б)

антикоррелированы друг с другом (коэффициент корреляции составляет  $-0.54$ ; см. таблицу). Однако на картах их линейной синхронизации (см. рис. 4, б и рис. 5, б) основные максимумы приходятся на Австралию и Северную Америку. Что же касается Европы, то этот максимум почти исчезает для корреляций  $\Delta\alpha$ , но значим для  $c_{Pred}$ .

Подводя итоги сравнения карт, приведенных на рис. 2–5, можно утверждать, что наиболее устойчивым центром линейной синхронизации является Австралия, и это заметно для всех четырех рассматриваемых параметров. Далее по значимости следует Северная Америка, затем – Европа и Средиземноморье, для которых синхронизация при использовании параметра  $\Delta\alpha$  фактически исчезла.

Очевидно, что наиболее сложный момент данного исследования – это интерпретация существования устойчивых центров линейной синхронизации вариаций различных параметров низкочастотного сейсмического шума. Эта сложность возникла в силу того, что такое исследование выполнено впервые. По смыслу коэффициента к области его относительно высоких значений должны выделять консолидированные (“более сплошные”) участки среды. Однако шумы с периодами от 2 до 500 мин обладают очень большой длиной волны и могут реагировать не на раздробленность земной коры, а на существование каких-то структур глубже, в верхней мантии. В частности, приуроченность центра синхронизации в Северной Америке к области Йеллоустонской кальдеры, возможно, связано со структурами супервулкана [Houghton et al., 1999]. То же самое можно предположить относительно центра синхронизации в Южной Европе и Средиземноморье, где расположены вулкан Этна и ныне неактивный супервулкан Санторин, уничтоживший 3600 лет тому назад крито-микенскую цивилизацию. Что же касается малосейсмичной и не демонстрирующей признаков вулканической активности Австралии, то надо помнить об ее расположении между областями древних супервулканов в Новой Зеландии (озеро Туапо, извержение 27 тыс. лет тому назад) и в Индонезии (озеро Тоба, извержение 76 тыс. лет тому назад). Не исключено, что мантийные каналы, питающие эти супервулканы в древности, проходят как раз под территорией Австралии и являются структурами, способствующими возникновению самого устойчивого центра синхронизации сейсмических шумов.

### Выводы

Предложен новый метод исследования глобального поля низкочастотных микросейсм, основанный на построении карт синхронизации различных параметров сейсмического шума. По наблюдениям с начала 1997 г. выделены три центра синхронизации, существование которых предположительно связано с наличием в верхней мантии каналов, питающих супервулканы.

Следует отметить, что разработанный метод может быть использован для оценки сейсмической опасности и устойчивости блоков земной коры, но для таких приложений необходимы данные от более плотных систем сейсмического мониторинга, покрывающих область исследования.

Работа выполнена при поддержке Миннауки РФ (проект ГК № 11.519.11.5024) и Российского фонда фундаментальных исследований (грант № 12-05-00146).

### Литература

- Любушин А.А. Анализ данных систем геофизического и экологического мониторинга. М.: Наука, 2007. 228 с.
- Любушин А.А. Микросейсмический шум в минутном диапазоне периодов: свойства и возможные прогностические признаки // Физика Земли. 2008. № 4. С.17–34.

- 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.
- Любушин А.А. Кластерный анализ свойств низкочастотного микросейсмического шума // Физика Земли. 2011а. № 6. С.26–34.
- Любушин А.А. Сейсмическая катастрофа в Японии 11 марта 2011 года. Долгосрочный прогноз по низкочастотным микросейсмам // Геофизические процессы и биосфера. 2011б. Т. 10, № 1. С.9–35.
- Любушин А.А. Анализ микросейсмического шума дал возможность оценить магнитуду, время и место сейсмической катастрофы в Японии 11 марта 2011 г. // Наука и технологические разработки. 2011в. № 1. С.3–12.
- Любушин А.А., Родкин М.В., Тихонов И.Н. О возможном сильном афтершоке в области Японского землетрясения 11 марта 2011 года // Вестн. ОНЗ РАН. 2011.3, NZ6001, doi: 10.2205/2011NZ000108. <http://onznews.wdcb.ru/publications/v03/2011NZ000108/2011NZ000108.pdf>
- Berger J., Davis P., Ekstrom G. Ambient Earth Noise: A survey of the Global Seismographic Network // J. Geophys. Res. 2004. V. 109. B11307.
- Box G.E.P., Jenkins G.M. Time series analysis. Forecasting and control. Holden-Day. San Francisco, Cambridge, London, Amsterdam. 1970. (Рус. пер.: Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. М.: Мир, в 2-х выпусках, 1974, 406 с. и 197 с.).
- Feder J. Fractals. Plenum Press, New York, London. 1988. (Рус. пер.: Федер Е. Фракталы. М.: Мир, 1991. 254 с.)
- Encyclopedia of Volcanoes // Ed. H. Sigurdsson. Academic Press, 1999. 1417 p.
- Huber P.J. Robust statistics. New York; Chichester; Brisbane; Toronto: John Wiley and Sons, 1981. (Рус. пер.: Хьюбер П. Робастность в статистике. М.: Мир, 1984. 303 с.).
- Kashyap R.L., Rao A.R. Dynamic stochastic models from empirical data. N.Y.; San Francisco; London: Academic Press, 1976. (Рус. пер.: Каश्यяп 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.
- Lyubushin A.A. Multifractal properties of low-frequency microseismic noise in Japan, 1997–2008 // Book of abstracts of 7th General Assembly of the Asian Seismological Commission and Japan Seismological Society. Fall meeting. Tsukuba, Japan, 24–27 Nov. 2008. P.92.
- Lyubushin A.A. Synchronization of multifractal parameters of regional and global low-frequency microseisms // European Geosciences Union General Assembly 2010, Vienna, 02–07 of May, 2010. Geophys. Res. Abstr. 2010a. V. 12. EGU2010-696.
- Lyubushin A.A. Synchronization phenomena of low-frequency microseisms // European Seismological Commission, 32nd General Assembly, Sept. 06–10, 2010, Montpellier, France: Book of abstr. Ses. ES6. 2010b. P.124.
- Mallat S. A wavelet tour of signal processing. Academic Press. San Diego, London, Boston, N.Y., Sydney, Tokyo, Toronto. 1998. 577 p. (Рус. пер.: 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 (Рус. пер.: Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. М.: Наука, 1968. 548 с.).
- Rhie J., Romanowicz B. Excitation of Earth's continuous free oscillations by atmosphere-ocean-seafloor coupling // Nature. 2004. V. 431. P.552–554.
- Tanimoto T. The oceanic excitation hypothesis for the continuous oscillations of the Earth // Geophys. J. Int. 2005. V. 160. P.276–288.

#### Сведения об авторе

**ЛЮБУШИН Алексей Александрович** – доктор физико-математических наук, главный научный сотрудник, Институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН. 123995, ГСП-5, Москва, Д-242, ул. Большая Грузинская, д. 10, стр. 1. E-mail: lyubushin@yandex.ru

# MAPS OF LINEAR SYNCHRONIZATION FOR THE PROPERTIES OF GLOBAL LOW-FREQUENCY SEISMIC NOISE

A.A. Lyubushin

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

**Abstract.** The global field of seismic noise with periods from 2 up to 500 minutes is considered. The investigation is based on the data recorded at broadband network IRIS (147 stations over the world) from the beginning of 1997 up to 31 March of 2012. The daily values of four seismic noise waveforms statistics are estimated for each station: logarithm of variance, multi-fractal singularity spectrum support width, linear predictability index and minimum normalized entropy of squared orthogonal wavelet coefficients. For each of these seismic noise parameters an averaged map of its distribution on the Earth's surface is plotted. Besides that the maps of linear synchronization are created which are defined within nodes of regular grid covering the Earth by values of multiple correlation of parameters for 5 seismic stations which are nearest to each node. Despite of the essential difference in spatial distribution of considered seismic noise parameters on the Earth's surface their linear synchronization maps turn to be rather similar each other. Three main centers of linear synchronization could be extracted: North America (including region of Yellowstone Caldera), South Europe and Mediterranean region, and Australia. The possible reasons for this phenomena are considered.

**Keywords:** global field of seismic noise, multi-fractals, wavelets, entropy, predictability, linear synchronization.