

УДК 519.25 + 519.237 + 550.34.01

**Анализ параметров выборки данных Global CMT Catalog для построения статистической модели сейсмического процесса на примере зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги \***

**Попова А.В.<sup>1,2</sup>, Шереметьева О.В.<sup>1,2</sup>, Сагитова Р.Н.<sup>1</sup>**

<sup>1</sup> Институт космофизических исследований и распространения радиоволн ДВО РАН, 684034, Камчатский край, с. Паратунка, ул. Мирная, 7

<sup>2</sup> Камчатский государственный университет имени Витуса Беринга, 683032, г. Петропавловск-Камчатский, ул. Пограничная, 4

E-mail: non-ame@li.ru, sheremolga@yandex.ru, raya@ikir.ru

Определяются критерии связности сейсмических событий по пространственному, временному, энергетическому масштабам. Обсуждается вопрос о критерии, учитывающем направленность сейсмического процесса.

*Ключевые слова: статистические методы, векторные данные, распределение Бингхама, закон Гутенберга – Рихтера*

© Попова А.В., Шереметьева О.В., Сагитова Р.Н., 2012

MSC 60E05

**Analysis of the data sampling parameters Global CMT Catalog to build a statistical model of the seismic process by the example of the subduction zone of the Kuril-Kamchatka island arc**

**Popova A.V.<sup>1,2</sup>, Sheremetyeva O.V.<sup>1,2</sup>, Sagitova R.N.<sup>1</sup>**

<sup>1</sup> Institute of Cosmophysical Researches and Radio Wave Propagation Far-Eastern Branch, Russian Academy of Sciences, 684034, Kamchatskiy Kray, Paratunka, Mirnaya st., 7, Russia

<sup>2</sup> Vitus Bering Kamchatka State University, 683032, Petropavlovsk-Kamchatsky, Pogranichnaya st., 4, Russia

E-mail: non-ame@li.ru, sheremolga@yandex.ru, raya@ikir.ru

The criteria connectivity seismic events on the spatial, temporal, energy scales. The question of criteria that takes into account the seismic process orientation.

*Key words: statistical methods, vector data, distribution Bingham, law Gutenberg – Richter*

© Popova A.V., Sheremetyeva O.V., Sagitova R.N., 2012

---

\*Работа выполнена по Программе ОФН РАН IV.10 «Фундаментальные основы акустической диагностики искусственных и природных сред» и при поддержке Минобрнауки России по «Программе стратегического развития КамГУ им. Витуса Беринга» на 2012-2016

## Введение

Сейсмический процесс является процессом развивающимся во времени и пространстве и идея создания динамической модели землетрясений не является новой. Реализация модели на основе статистического подхода также далека от завершения в связи со сложностью выбора исходных динамических уравнений, которые бы описывали нелинейные процессы разрушения, и построения статистической модели их коэффициентов [1].

Сейсмические явления можно рассматривать как слабые флуктуации и описывать в рамках диффузионного приближения при условии, что пространственный масштаб региона, в котором развивается геодинамический процесс, значительно превосходит размер очага землетрясения и область, в которой сбрасываются напряжения. Между сейсмическими событиями существует зависимость по времени (наличие памяти в системе событий) и по пространству (существование дальних корреляций в системе), что говорит о нелокальности и немарковости сейсмического процесса. В случае малости приращений описание немарковских и нелокальных процессов сводится к приближению, математическим аппаратом которого являются дифференциальные уравнения диффузионного типа в дробных производных, а в статистике это реализуется схемой случайных блужданий по состояниям. Память возникает, когда время  $\tau$  между наступлением событий распределено по степенному закону как  $1/(1 + \nu \cdot \tau)^{1+\alpha}$ , где  $\nu$  – средняя частота событий,  $0 < \alpha < 1$ . Тогда корреляционная функция процесса зависит от времени как  $1/(1 + \nu \cdot \tau)^\alpha$ , при  $t \rightarrow \infty$ . Свойства нелокальности возникают, когда расстояния между событиями распределены по тому же степенному закону. Объединение нелокальных свойств с эффектами памяти и создают особенности случайных блужданий.

Данная работа посвящена определению критериев, которые могут позволить в дальнейшем разработать метод определения связанных сейсмических событий в пространственно-временной области и построить статистическую модель сейсмического процесса, по данным Global GMT catalog за период 1976–2005 гг. для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги (область  $50\text{--}60^\circ$  с.ш.,  $156\text{--}166^\circ$  в.д., значения магнитуд 4–7, объём выборки 208 событий). Для выделения критериев необходимо провести статистическую обработку данных Global GMT catalog за период 1976–2005 гг., определить нодальную плоскость, являющуюся для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги плоскостью разрыва, и статистические характеристики векторных данных о подвижках и ориентациях дислокаций.

## Представление исходных данных

Исходная выборка данных за период 1976–2005 гг. для всего земного шара представлена в свободном доступе на сайте Global CMT Web Page [www.globalcmt.org](http://www.globalcmt.org). Из этой выборки были взяты данные сейсмических событий для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги, координаты которых попадают в область  $50\text{--}60^\circ$  с.ш.,  $156\text{--}166^\circ$  в.д. Объём выборки составил 208 событий, распределение событий по глубинам представлено в таблице.

Таблица

Глубина эпицентра, км	10–50	50–70	70–10	Свыше 100
Количество событий	145	29	7	27

Для проводимого в статье исследования были использованы следующие параметры [3]: географические координаты гипоцентра (широта ( $\theta$ ) и долгота ( $\psi$ )), глубина очага ( $h$ ), угол простираия ( $\phi$ ), угол падения ( $\delta$ ), направление смещения по разлому (уклон) ( $\lambda$ ) и тензор сейсмического момента для двух ортогональных нодальных (главные плоскости тензора сейсмического момента) плоскостей  $\alpha$  и  $\beta$ , из которых одна является плоскостью разрыва, а другая — вспомогательной плоскостью. Выбор плоскости разрыва определяется исходя из характеристик региона, где развивается сейсмогеодинамический процесс [2], [3].

Для анализа данных в работе использовали прямоугольную декартову систему координат  $R_0$ , центр  $\hat{O}$  которой помещён в условный центр Земли, ось  $\hat{O}\hat{x}$  — пересечение экваториальной плоскости и плоскости нулевого меридиана, ось  $\hat{O}\hat{y}$  — перпендикулярна оси абсцисс в плоскости экватора, ось  $\hat{O}\hat{z}$  — совпадает с географической осью Земли и направлена от южного полюса к северному. В системе  $R_0$  определены декартовы координаты гипоцентров очагов землетрясений и векторов подвижки  $\mathbf{u}$  и нормали  $\mathbf{v}$  для каждого события. Подробное описание методики статистического исследования данных, основные соотношения и результаты статистической обработки данных для первой нодальной плоскости приводятся в работе [4]. В данной работе рассмотрены результаты статистического анализа данных для второй нодальной плоскости и сравнения характеристик выборок векторных данных с имеющимися геофизическими данными о направлении движения и угле наклона тихоокеанской плиты.

## Исследование распределений векторов подвижек и ориентаций дислокаций

Статистически распределение Бингхама векторных данных на единичной сфере определяется собственными значениями матрицы рассеяния или ковариационной матрицы [5], [6], [7], [8].

*Распределение векторов подвижек.* Выборка из  $N = 208$  векторов подвижек  $\mathbf{u}$  определяется матрицей ковариации  $\mathbf{T}$ :

$$T = \begin{bmatrix} 116.76 & 10.89 & -73.27 \\ 10.89 & 19.24 & -5.44 \\ -73.27 & -5.44 & 71.99 \end{bmatrix},$$

с собственными значениями  $\lambda_1 = 15.92$ ,  $\lambda_2 = 20.15$ ,  $\lambda_3 = 171.93$  и соответствующие им собственными векторами:  $\mathbf{e}_1 = (-0.49, 0.66, -0.57)$ ,  $\mathbf{e}_2 = (0.35, 0.75, 0.57)$ ,  $\mathbf{e}_3 = (0.80, 0.08, -0.59)$ .

Этому случаю соответствует *полюсное (биполярное или бимодальное)* распределение Бингхама с главным направлением подвижки, совпадающим с направлением собственного вектора  $\mathbf{e}_3$ . Собственные значения определяют степень разброса векторов исходной выборки относительно главного направления  $\mathbf{e}_3$ :

$$MAD = \arctg((\lambda_1 + \lambda_2)/\lambda_3)^{1/2} \approx 24^\circ \quad (1)$$

Более точную информацию о степени разброса направленных данных даёт доверительный конус с критерием значимости  $\alpha = 0.05$ . [4], [6], где  $d$  – половина угла при вершине конуса. Наименьшее значение угла  $d_{min} = 10.3^\circ$  получаем при  $\gamma = 0$ , наибольшее значение угла  $d_{max} = 10.6^\circ$  при  $\gamma = \pi/2$ .

Наличие такого среднеквадратического отклонения  $MAD$  и углов при вершине доверительного конуса говорит о том, что векторы хорошо сгруппированы относительно главного направления подвижки и позволяет говорить о наличии хорошо направленного сейсмического процесса. Главный вектор подвижки  $\mathbf{e}_3 = (0.80, 0.08, -0.59)$  в локальной системе координат, связанной с эпицентром землетрясения, определяется простиранием  $\varphi = 324.4^\circ$  (угол отсчитываемый от оси направленной на север по часовой стрелке, [3]), а значит выборка векторов подвижек имеет северо-западную ориентацию, что совпадает с имеющимися литературным данным [9].

Используем для представления распределения векторных данных, определенных в собственных координатах, полярную стереографическую проекцию, сохраняющую углы (сеть Вульфа). Азимутальная координата на стереографической проекции  $\gamma$  ( $\gamma \in [0, 2\pi]$ ) – это угол между плоскостью, построенной на векторах  $(\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_3)$ , и плоскостью, определяемой векторами  $(\mathbf{e}_3, \mathbf{x})$ , где  $\mathbf{x}$  – вектор из выборки; радиальная координата  $\nu$  ( $\nu \in [0, \pi/2]$ ) – это угол между главным направлением  $\mathbf{e}_3$  и вектором из выборки  $\mathbf{x}$ .

Среднеквадратическое отклонение векторов выборки относительно главного направления  $MAD$  (1) определяет радиус окружности рассеяния (рис. 1).

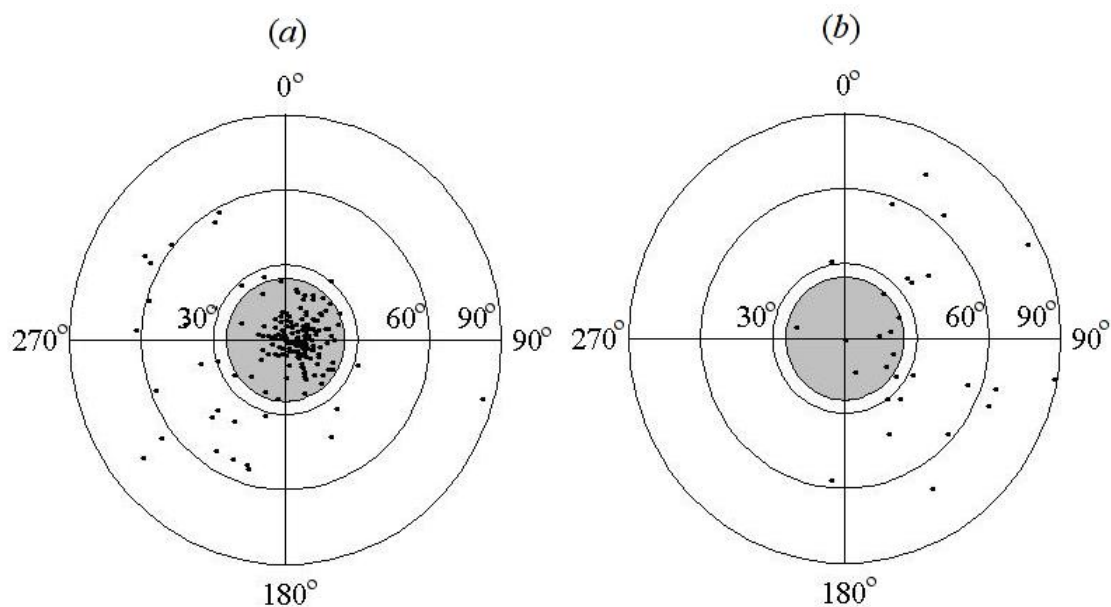


Рис. 1. Стереографическая проекция выборки векторов подвижек в собственных координатах, расположенных в (a) верхней полусфере и (b) нижней полусфере. Область рассеяния заштрихована

*Распределение ориентаций дислокаций.* Матрица ковариации  $\mathbf{T}$  выборки из  $N = 208$  векторов нормалей  $\mathbf{v}$  имеет вид:

$$T = \begin{bmatrix} 46 & 45.96 & 43.47 \\ 45.96 & 76.73 & 60.56 \\ 43.47 & 60.56 & 85.27 \end{bmatrix},$$

Собственные значения  $\lambda_1 = 12.907$ ,  $\lambda_2 = 21.995$ ,  $\lambda_3 = 173.098$  и соответствующие им собственными векторами:  $\mathbf{e}_1 = (-0.81, 0.59, -0.01)$ ,  $\mathbf{e}_2 = (-0.39, -0.52, 0.76)$ ,  $\mathbf{e}_3 = (-0.45, -0.62, -0.65)$  определяют *полюсное* распределение векторных данных с главным направлением нормали  $\mathbf{e}_3 = (-0.45, -0.62, -0.65)$ .

Степень разброса векторов нормалей относительно главного направления нормали составляет  $MAD \approx 25^\circ$ . Доверительный конус с критерием значимости  $\alpha = 0.05$  и направляющим вектором оси  $\mathbf{e}_3 = (-0.45, -0.62, -0.65)$  имеет наименьшее значение половины угла при вершине  $d_{min} = 10.4^\circ$  для  $\gamma = 0$  и наибольшее значение  $d_{max} = 10.6^\circ$  для  $\gamma = \pi/2$ .

Полученные значения среднеквадратического отклонения и углов при вершине доверительного конуса также позволяют говорить о сгруппированности векторов относительно главного направления и хорошей направленности этой выборки. Угол между средним направлением нормали и нормалью к плоскости поверхности Земли составил  $\approx 65^\circ$ , что не противоречит имеющимся геофизическим данным об угле наклона тихоокеанской плиты [9], [10].

На рис. 2 представлена стереографическая проекция векторов нормалей к плоскостям разрывов, на которой угол  $MAD$  определяет радиус окружности рассеяния векторов относительно главного направления.

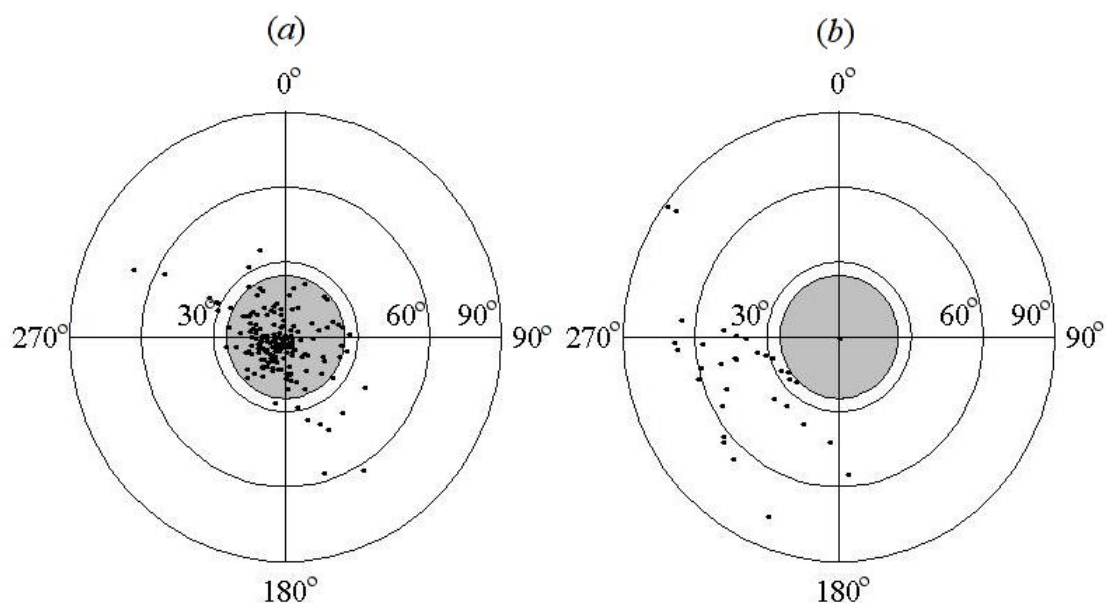


Рис. 2. Стереографическая проекция выборки ориентаций дислокаций в собственных координатах, расположенных в (a) верхней полусфере и (b) нижней полусфере. Область рассеяния заштрихована

Таким образом, результаты статистической обработки векторных данных для второй нодальной плоскости двойственны по отношению к тем, что были получены ранее в статье [4], в силу симметрии определения нодальных плоскостей.

По результатам статистического анализа выборка векторов подвижек, полученная для второй нодальной плоскости, имеет северо-западную ориентацию и главное направление нормали для выборки ориентаций дислокаций составляет приблизительно угол  $65^\circ$ , что не противоречит литературным данным [9],[10]. Эти результаты позволяют сделать вывод о том, что для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги вторая нодальная плоскость является плоскостью разрыва.

## Определение критериев связанности сейсмических событий

Сейсмогеодинамический процесс рассматривается авторами статьи как результат взаимодействия литосферных плит, деформирования земной коры и всей литосферы с учетом фрактальных особенностей их слоисто-блоковой структуры, прочностных свойств и процессов разрушения на разных иерархических масштабных уровнях. Сложность описания процессов разрушения обусловлена их самовоздействием. Разрушения меняют свойства среды, в том числе и ее фрактальные характеристики, в результате чего меняются корреляционные функции неоднородностей среды, а те, в свою очередь, влияют на характер процесса. Наличие условий неопределенности, всегда существующих в природе, определяют вероятностный характер развивающихся сейсмических процессов [11], [12]. В таком случае сейсмические явления могут рассматриваться как слабые флуктуации на фоне сейсмогеодинамического процесса, развивающегося в регионе, т.к. размер очага землетрясения и радиус области влияния, в которой сбрасываются напряжения на несколько порядков меньше размеров региона, что можно проинтерпретировать как выполнение условия малости приращений и описывать сейсмический процесс в рамках диффузионного приближения [1]. Диффузионный подход позволяет для описания сейсмичности использовать случайные процессы, а именно, цепи Маркова, где дальнейшее развитие процесса вполне определяется состоянием в настоящий момент и не зависит от способа, которым это состояние было достигнуто, частным случаем которых является схема случайных блужданий по состояниям. Процесс блуждания определяется пространственно-временной близостью событий в будущем по отношению к инициирующему событию [13]. Сейсмологами эмпирически определены закономерности сейсмических событий известные как закон повторяемости землетрясений Гутенберга-Рихтера; закон Омори, определяющий спад числа афтершоков во времени после главного события; линейная связь между длительностью процесса и размером дефекта (трещины, разлома), в широком масштабном диапазоне, что говорит о самоподобии процесса разрушения. Эти закономерности указывают на наличие взаимосвязей между сейсмическими событиями в пространственных, временных и энергетических масштабах.

Определим причинно-следственную связь между сейсмическими событиями, исходя из следующих предпосылок. Между сейсмическими событиями существует связь по времени, которая определяется из закона повторяемости событий — закона Гутенберга-Рихтера, и в пространстве, в качестве которой можно использовать неоднородность среды [14], область разрушений или дилатансии [15], область, соизмеримую с очагом землетрясения [12], область, ограниченную расстоянием, на котором уровень деформаций уменьшается до заданного значения [16].

Для определения *пространственного масштаба* сейсмического события используем радиус зоны влияния, определяющейся неоднородностью среды [14]:

$$R = 10^{0.43 \cdot M},$$

где локальная магнитуда Рихтера определялась из формулы:

$$\lg M_0 = 1.4M + 17.0,$$

где  $M_0$  – сейсмический момент (Global CMT catalog). Магнитуда Рихтера связана с энергетическим классом соотношением [17]:

$$K = 4.8 + 1.5M. \quad (2)$$

*Временной масштаб* оценивается исходя из закона повторяемости событий – закона Гутенберга – Рихтера. Использовался каталог землетрясений Камчатского филиала Геофизической службы РАН за период с 1 января 1962 г. по 31 декабря 2002 г. без ограничений на координаты событий с энергией не меньше 9 класса. Слабые землетрясения не рассматривались из-за их низкой статистики, а так же принималась во внимание недостаточная представительность энергетических классов ниже 9 [18]. Используя (1) по известному из каталога значению класса для каждого сейсмического события была определена магнитуда Рихтера и построена эмпирическая зависимость накопленной частоты событий  $n_{nak}$  (частота событий с магнитудами больше либо равными  $M$ ) от магнитуды (рис. 3), уравнение регрессии для которой имеет вид:

$$\lg n_{nak} = -0.9M + 7.1. \quad (3)$$

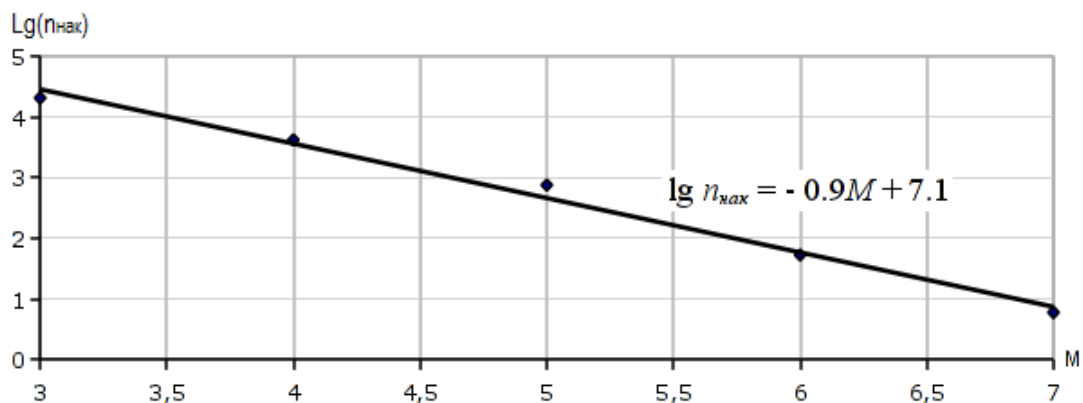


Рис. 3. Закон повторяемости землетрясений Гутенберга – Рихтера для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги

*Временной радиус* определяли из соотношения

$$t = \frac{T \cdot n}{N},$$

где  $T$  – временной период каталога,  $n$  – количество событий с магнитудой определялось из (2)  $n = n_{nak}(M - \Delta) \sim n_{nak}(M)$  с шагом дискретизации  $\Delta = 0.1$ ,  $N$  – количество событий каталога с энергией не меньше 9 класса.

Считаем, что совокупность событий, попадающих в определённую вышеописанным методом зону влияния более раннего сейсмического события, может быть инициирована этим событием.

Пространственный и временной масштабы определяются энергией сейсмического события или магнитудой. Учёт энергетического критерия может быть включён в алгоритм за счёт выделения из полученной совокупности тех связанных событий, которые имеют максимальную магнитуду или энергию. Если в зону влияния попадает событие, сопоставимое или большее по магнитуде по сравнению с предыдущим, то алгоритм поиска связанных событий должен быть устойчив. Если же в зону влияния попадает событие, меньшее по магнитуде по сравнению с предыдущим, то область влияния стягивается и наиболее вероятно оказывается пустой и процесс вычисления останавливается.

Направленность сейсмического процесса определяется выборкой векторов подвижек. Алгоритмически этот параметр для построения связанных событий может быть учтён различными способами. В связанную пару можно записывать события, чьи векторы подвижек попадают либо внутрь конуса рассеяния, определяемого среднеквадратическим отклонением  $MAD$ , либо внутрь доверительного конуса, либо вектор подвижки связанного события должен иметь наименьшее отклонение от вектора подвижки иницирующего сейсмического события. С точки зрения авторов, учитывая хорошую направленность сейсмического процесса по результатам статистического анализа выборки векторов подвижек, логично включить в алгоритм критерий направленности сейсмического процесса, определяемый наименьшим отклонением от вектора подвижки иницирующего события.

Анализ устойчивости алгоритма построения цепей связанных сейсмических событий является задачей дальнейшего исследования имеющихся статистических данных Global CMT Catalog. При условии получения на основе алгоритма достаточно длинных последовательностей связанных сейсмических событий будет выполнено условие малости приращений на одном шаге по сравнению с размером всей последовательности и будет возможно диффузионное описание и представление сейсмичности в виде случайных блужданий.

## Заключение

В результате статистического анализа выборок ориентаций дислокаций (векторы нормалей к плоскостям разрывов) и векторов подвижек вдоль границ дислокаций для зоны субдукции Курило-Камчатской островной дуги (область  $50-60^\circ$  с.ш.,  $156-166^\circ$  в.д., значения магнитуд 4–7, объём выборки 208 событий) по данным Global GMT catalog за период 1976–2005гг. было определено, что выборки векторов подвижек и ориентаций дислокаций имеют *полюсное* распределение Бингхама.

Главное направление подвижки – вектор с координатами  $(0.80, 0.08, -0.59)$  в системе координат  $R_0$ , степень разброса векторов исходной выборки относительно главного вектора составляет  $\approx 24^\circ$ , а доверительная область с критерием значимости  $\alpha = 0.05$  не превышает  $22^\circ$ .

Главное направление вектора нормали для выборки ориентаций дислокаций в системе координат  $R_0$  определяется вектором  $(-0.45, -0.62, -0.65)$ , степень разброса векторов исходной выборки относительно главного вектора составляет около  $25^\circ$ , а доверительная область с критерием значимости  $\alpha = 0.05$  также не превышает  $21^\circ$ .

Полученные статистические характеристики позволяют говорить о хорошей направленности обеих выборок. Выборка векторов подвижек имеет северо-западную ориентацию и угол между главным направлением нормали и нормалью к плоскости поверхности Земли составляет  $\approx 65^\circ$ , что соответствует литературным данным [9],[10]. Таким образом, из двух нодальных плоскостей в качестве плоскости разрыва для данного региона необходимо рассматривать вторую нодальную плоскость.

Определены критерии статистической связанности сейсмических событий в пространственно-временной области с учётом энергетического критерия и критерия направленности сейсмического процесса. Рассматриваемые критерии определяются на основании хорошо известных эмпирических законов: формулы Добровольского и закона Гутенберга-Рихтера, и являются величинами, которые определяются характеристиками среды и сейсмического процесса. На основании выделенных критериев могут быть построены цепи связанных событий с учётом направленности сейсмического процесса. Проверка устойчивости алгоритма будет возможна при его реализации на данных Global CMT Catalog.

### Библиографический список

1. Голицын Г.С. Место закона Гутенберга-Рихтера среди других статистических законов природы // Проблемы динамики литосферы и сейсмичности. Вычислительная сейсмология. 2001. Вып. 32. С. 138–161.
2. Global CMT Web Page. URL: <http://www.globalcmt.org/>
3. Аки К., Ричардс П. Количественная сейсмология. Теория и методы. Т. 1. М.: Мир, 1983. 519 с.
4. Попова А.В., Шереметьева О.В. Статистический анализ ориентаций дислокаций в зоне субдукции Курило-Камчатской островной дуги по данным гарвардского каталога // Вестник КРАУНЦ. Физ.-мат. науки. 2011. № 2 (3). С. 80-88.
5. Дэвис Дж.С. Статистический анализ данных в геологии. М.: Наука, 1977. 35 с.
6. Чини Р.Ф. Статистические методы в геологии. М.: Мир, 1956. 189 с.
7. Шипунов С.В. Статистика палеомагнитных данных. М.: ГЕОС, 2000. 80 с.
8. Mardia K.V. Statistics of directional data. London: Academic Press Ltd, 1972. 357 p.
9. Ломизе М.Г. Вулканическое кольцо тихоого океана // Соросовский образовательный журнал. 1999. № 9. С. 59-66.
10. Авдейко Г.П., Полуева А.А., Лепиньч С.В. Сейсмоактивные тектонические структуры зоны субдукции под Восточную Камчатку // Вестник КРАУНЦ. Серия: Науки о Земле. 2004. № 3. С. 18-34.
11. Уломов В.И. Глобальная упорядоченность сейсмогеодинамических структур и некоторые аспекты сейсмического районирования и долгосрочного прогноза землетрясений // Сейсмичность и сейсмическое районирование Северной Евразии. Вып. 1. М.: ОИФЗ РАН, 1993. С. 24–44.
12. Shebalin P.N. Increased correlation range of seismicity before large events manifested by earthquake chains // Tectonophysics. 2006. Vol. 424. P. 335-349.
13. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и её приложения. Т. 1. М.: Мир, 1964. 499 с.
14. Добровольский И.Р. Математическая теория подготовки и прогноза тектонического землетрясения. М.: Физматлит, 2009. 236 с.

15. Алексеев А.С., Белоносов А.С., Петренко В.Е. О концепции многодисциплинарного прогноза землетрясений с использованием интегрального предвестника // Проблемы динамики литосферы и сейсмичности. Вычислительная сейсмология. М.: ГЕОС, 2001. Вып. 32. С. 81-97.
16. Пережогин А.С., Шевцов Б.М., Сагитова Р.Н., Водинчар Г.М. Моделирование зон геоакустической эмиссии // Математическое моделирование. 2007. Т. 19. № 11. С. 59-64.
17. Касахара К. Механика землетрясений. М.: Мир, 1985. 264 с.
18. Шевцов Б.М., Сагитова Р.Н. Диффузионный подход в статистическом анализе сейсмичности Камчатки // Вулканология и сейсмология. 2012. № 2. С. 56-66.

Поступила в редакцию / Original article submitted: 24.09.2012