Оригинальная статья / Original article УДК 519.254+50.34.(013.4+042.4 DOI: 10.21285/1814-3520-2017-6-49-59

ИМИТАЦИОННАЯ БАЗОВАЯ МОДЕЛЬ МИГРИРУЮЩЕЙ СЕЙСМИЧНОСТИ: ЗОНА РАЗЛОМА

© А.А. Какоурова¹, А.В. Ключевский²

Институт земной коры СО РАН,

Российская Федерация, 664033, г. Иркутск, ул. Лермонтова, 128.

РЕЗЮМЕ. ЦЕЛЬ. Получить уравнения корреляционной связи между основными параметрами миграции землетрясений. **МЕТОДЫ**. Для изучения миграции сейсмических событий вдоль зоны разлома разработана имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности, учитывающая основные свойства миграции землетрясений. **РЕЗУЛЬТАТЫ**. В ходе численной реализации модели было сгенерировано множество выборок из *N* землетрясений со вставленными цепочками длиной *n* сейсмических событий. На основании центральной предельной теоремы теории вероятностей и свойства эргодичности динамической системы сейсмичности выполнены статистические расчеты генерируемых эпицентральных полей и найдены корреляционные связи между входными и выходными параметрами модели. **ЗАКЛЮЧЕНИЕ**. Полученные соотношения имеют степенной характер поведения с высокими коэффициентами корреляции. Имитационная базовая модель в практическом плане дает возможность определить необходимый объем выборки данных и оценить уровень значимости выделения цепочки землетрясений в эпицентральном поле реальной разломной зоны.

Ключевые слова: имитационная базовая модель, мигрирующая сейсмичность, зона разлома, миграции, землетрясения.

Формат цитирования: Какоурова А.А., Ключевский А.В. Имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности: зона разлома *II* Вестник Иркутского государственного технического университета. 2017. Т. 21. № 6. С. 49–59. DOI: 10.21285/1814-3520-2017-6-49-59

SIMULATION BASE MODEL OF MIGRATION SEISMICITY: FAULT ZONE

A.A. Kakourova, A.V. Klyuchevskii

Institute of the Earth Crust SB RAS,

128, Lermontov St., Irkutsk, 664033, Russian Federation.

ABSTRACT. The **PURPOSE** of the study is to develop an equation of correlation relationship between the main parameters of earthquake migration. **METHODS**. To investigate the migration of seismic events along the fault zone a simulation base model of the migrating seismicity has been developed that takes into account the basic properties of earthquake migration. **RESULTS**. The numerical implementation of the model was accompanied with the generation of a multitude of samples from *N* earthquakes with the inserted chains with the length *n* of seismic events. On the basis of the central limit theorem of the probability theory and the ergodicity property of a dynamical seismicity system we performed statistical calculations of generated epicentral fields and identified correlation relationships between the input and output parameters of the model. **CONCLUSION**. The obtained correlations have a power-mode behavior with high correlation coefficients. The simulation base model provides the possibility to determine the required volume of data sample and to assess the significance level of earthquake chain selection in the epicentral field of a real fault zone. *Keywords: simulation base model, migrating seismicity, fault zone, migration, earthquakes*

For citation: Kakourova A.A., Klyuchevskii A.V. Simulation base model of migration seismicity: fault zone. Proceedings of Irkutsk State Technical University. 2017, vol. 21, no. 6, pp. 49–59. (In Russian) DOI: 10.21285/1814-3520-2017-6-49-59

ISSN 1814-3520 ВЕСТНИК ИРГТУ Том 21, № 6 2017 / PROCEEDINGS of ISTU Vol. 21, No. 6 2017

¹Какоурова Анна Александровна, аспирант, e-mail: anna2015@crust.irk.ru

Anna A. Kakourova, Postgraduate student, e-mail: anna2015@crust.irk.ru

²Ключевский Анатолий Васильевич, главный научный сотрудник лаборатории инженерной сейсмологии и сейсмогеологии, e-mail: akluchev@crust.irk.ru

Anatolii V. Klyuchevskii, Leading Researcher of the Laboratory of Engineering Seismology and Seismogeology, akluchev@crust.irk.ru

Введение

Поскольку прогноз сильных землетрясений - одна из важнейших научнопрактических задач сейсмологии, то изучение условий и причин реализации сильных землетрясений является приоритетным [1]. Известно, что сильные землетрясения обусловлены глобальными и региональными геодинамическими процессами различной природы, вызывающими изменения реологического или напряженно-деформационного состояния горных пород литосферы [2, 3]. Землетрясения концентрируются на границах крупных литосферных плит, а также довольно часто происходят в континентальных регионах, где имеются системы активных разломов и сохраняется геодинамическая связь с предыдущими тектоническими активизациями [4]. На глобальном, региональном и локальном уровнях землетрясения, как элементы сейсмичности, отражают структурную наследственную неоднородность иерархической блочной среды – зоны разломов, в которой происходит перераспределение напряжений и деформаций, концентрирующихся на границах жестких плит и блоков литосферы, и генерируются землетрясения различной силы.

Современная компьютеризация позволяет обрабатывать большие объемы данных и моделировать сейсмический процесс для получения новых знаний о природе сейсмичности. Эти знания ложатся в основу современной научной базы и используются для изучения пространственновременной и энергетической структуры сейсмичности, а также поиска предвестников сильных землетрясений. Предполагается, что развитые модели сейсмичности и их объединение с феноменологией реализации землетрясения могут помочь в преодолении трудностей, связанных с отсутствием соответствующих фундаментальных уравнений и невозможностью прямых измерений в глубинах литосферы, где генерируются землетрясения [5, 6]. При решении этих и ряда других, в том числе и прикладных геофизических задач, многомерное пространство основных параметров землетрясений диагностируется путем совместного анализа моделей и феноменологии: скейлинга, подобия, самоподобия, пространственно-временной корреляции, откликов на возбуждение, предсказуемости на различных масштабах осреднения и миграции очагов землетрясений.

Явление миграции очагов землетрясений стало широко известно после публикации монографии Ч. Рихтера [7], в которой автор описал перемещение эпицентров сильных землетрясений вдоль Северо-Анатолийского разлома в Турции за 1939-1957 гг. В ряде работ миграции очагов сильных землетрясений рассматривались в связи с прогнозом сильного землетрясения [8, 9, 10, 11]. Для этих целей обычно использовались сведения о выделенных квазилинейных цепочках достаточно сильных землетрясений. Вместе с тем компьютеризация дает возможность более детального изучения явления миграции очагов землетрясений на огромном фактическом материале, если представления о миграции очагов сильных землетрясений, как о поступательном перемещении гипоцентров сейсмических событий вдоль зоны разлома, перенести на слабые землетрясения, избежав тем самым ожидания реализации редких сильных землетрясений на какомлибо разломе. Для установления эффекта миграции очагов слабых толчков необходимо развить формализованную методику, основанную на статистическом азимутальном анализе многочисленных землетрясений различных энергетических классов. Чтобы установить факт миграции очагов землетрясений, нужно выделить квазилинейные цепочки сейсмических событий в эпицентральном поле сейсмичности. Под цепочкой землетрясений мы, как и другие исследователи, понимаем квазилинейное одностороннее перемещение положения совокупности последовательных во времени эпицентров землетрясений на поверхности исследуемой области литосферы, которое можно объяснить прохождением

через зону разлома деформационной волны. Поскольку зона тектонической деструкции обычно является квазилинейной разломной зоной, то условие квазилинейно ориентированной временной изменчивости положения эпицентров землетрясений на поверхности Земли будет отражать поступательное направленное в одну сторону изменение расположения очагов землетрясений вдоль зоны (или плоскости) разлома [12].

В Байкальском регионе по масштабу развития и протяженности выделяют генеральные (длина L > 80 км), региональные (L = 35 - 80 км) и локальные (L < 35 км)

разломы [13]. Генеральные разломы представляют собой глубинные структуры с кулисным строением и ярко выраженной кайнозойской активизацией. Они имеют преобладающее северо-восточное и субшироткое простирание и определяют ориентировку отдельных звеньев Байкальской рифтовой системы (БРС) и наиболее крупных впадин. Региональные разломы образуют большую группу с преобладанием сбросов, ориентированных по общему простиранию БРС. Локальные разломы преимущественно кайнозойского заложения определяют внутреннюю структуру впадин и перемычек.

Постановка задачи, теоретические основы и общие вычислительные приемы

Постановка задачи. Многолетними исследованиями установлена приуроченность землетрясений к зонам сочленения крупных плит и жестких блоков литосферы. Эти зоны контакта трассируют системы разломов, которые целесообразно исследовать на возможность миграции сейсмических событий. При этом следует учесть, что миграции землетрясений теоретически могут происходить как вдоль, так и поперек разломной зоны, хотя в реальности поперечная миграция может быть связана с зоной другого разлома соответствующей ориентировки. Нужно отметить, что методика и алгоритм выделения цепочки землетрясений поперек зоны разлома аналогичны способу выделения цепочки землетрясений в круглой площадке при случайном с постоянной плотностью вероятности распределении землетрясений [12]. Нами разработана имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности для оценки уровня значимости выделения цепочки поперек разлома, но в связи с подробным описанием методики и результатов ранее [12] в данной статье эта задача не рассматривается. Перейдем к рассмотрению миграции землетрясений вдоль разлома.

Имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности вдоль разломной зоны учитывает основные свойства сейсмичности и разработана для оценки значимости выделения цепочек миграции в зависимости от следующих условий:

– количества землетрясений в выборке *N*;

– места расположения цепочки в разломной зоне (расстояние *r* от линии разлома до цепочки);

– длины цепочки *n*.

С этой целью в прямоугольной площадке длиной 100 км и шириной 60 км распределены эпицентры N землетрясений (рис. 1). Вдоль разлома землетрясения имеют случайное равномерное распределение, а поперек разлома имеет место нормальное распределение событий. В заданной части разломной зоны (координата r = const для всех землетрясений цепочки) вставляется детерминированная последовательность длиной $n \ge 2$ землетрясений, имитирующая миграцию эпицентров толчков вдоль разлома.

Теоретические основы. Обоснованием алгоритма служит центральная предельная теорема теории вероятностей, которая устанавливает сходимость закона распределения суммы одинаково распределенных величин при числе слагаемых, стремящихся к бесконечности, точно к нормальному распределению. В нашем случае это означает, что с ростом числа сгенерированных выборок землетрясений закон распределения суммы будет стремиться к

51



Рис. 1. Пример разломной зоны с распределением 1000 землетрясений случайным образом с постоянной плотностью вероятности вдоль разлома и нормальным распределением поперек разлома:

звездочки – вставленная на расстоянии r = 5 км цепочка длиной n = 5 сейсмических событий; штриховые линии – разбиение разломной зоны на полоски; сплошная линия r = 0 – разлом Fig. 1. An example of a fault zone with the distribution of 1000 random earthquakes with a constant probability density along the fault and normal distribution across the fault: asterisks stand for the inserted at a distance of r = 5 km chain with the length of n = 5 seismic events; dashed lines show the partitioning of the fault zone into strips; a solid line r = 0 shows the fault

нормальному распределению поперек зоны разлома.

При применении модели в области сейсмологии принимается во внимание свойство эргодичности динамической системы сейсмичности, состоящее в том, что при слабых вариациях эндогенной энергии в процессе эволюции сейсмичности каждое состояние с определенной вероятностью расположено вблизи любого другого состояния системы (свойство аттрактора рифтогенеза) [14]. Наклоны графиков повторяемости землетрясений, сейсмическая активность и максимальный энергетический класс землетрясений имеют нормальное распределение, совпадающее для пространственных и временных выборок, а зависимости стандартного отклонения от числа событий в этих выборках имеют одинаковый вид. У эргодических систем математическое ожидание по пространственным и временным рядам совпадает. Это означает, что, если система эргодическая, для оценки или определения ее параметров можно либо долго наблюдать за поведением одного элемента системы, либо за короткое время рассмотреть достаточно

много или все состояния системы (статистические результаты в обоих случаях получатся одинаковыми), что и реализуется нами при компьютерной имитации.

Базовая модель мигрирующей сейсмичности реализована в виде программы, позволяющей осуществлять следующие операции:

– генерировать поле эпицентров *N* землетрясений, распределенных описанным выше образом в зоне разлома заданной длины и ширины;

 разбивать зону разлома на продольные полосы заданной ширины и длины, равной длине моделируемой разломной зоны;

- вставлять в одну из полос на заданном расстоянии *r* от линии разлома детерминированную цепочку событий заданной длины *n*;

 строить гистограмму распределения эпицентров землетрясений по полосам;

– рассчитывать статистические параметры для чисел эпицентров землетрясений в этих полосах.

Построение гистограммы и расчет параметров выполняются не для всех по-

лученных при разбиении зоны разлома полос, а для пары полос, расположенных симметрично относительно линии разлома, причем только одна из этих полос содержит детерминированную цепочку сейсмических событий. Такой подход связан с тем, что поперек разломной зоны эпицентры землетрясений распределены по нормальному закону, и плотность эпицентров сейсмических событий быстро убывает при удалении от линии разлома. Для выборок каждого размера с цепочками одинаковой длины создаются кумулятивные выборки путем накопления сгенерированных землетрясений (пример кумулятивной гистограммы приведен на рис. 2).

На гистограмме отображаются две полосы, расположенные на одинаковом расстоянии от линии разлома, в одну из которых (0–10, r = 5 км) вставлена цепочка событий.

Отдельно генерируется "большая" выборка независимо от генерации "маленьких" выборок.

Общие вычислительные приемы. Основные элементы алгоритма и программы можно описать следующим образом:

1. Эпицентры синтезированных толчков (выборка размером *N*) в прямоугольной площадке разломной зоны заданной длины и ширины (в нашем случае длина разлома – 100 км, ширина – 60 км) имеют случайное равномерное распределение вдоль площадки и распределены по нормальному закону поперек площадки.

2. Площадка делится пополам линией разлома на координате 0, что формирует симметрию относительно линии разлома. Каждая половина площадки разбивается на полосы шириной 10 км, в результате чего мы рассматриваем симметричные пары полос.

3. На заданном расстоянии *r* от линии разлома вставляется цепочка мигрирующих землетрясений длиной *n* ≥ 3.

4. Осуществляется серия из m генераций по размеру выборки N_1 и длине цепочки n_1 . Для кумулятивной выборки вычисляется математическое ожидание $M = \sum_{1}^{m} \frac{N_k}{m}$, стандартное отклонение σ , а также доля стандартного отклонения $\Delta \sigma = \frac{N_c - M}{\sigma}$ – превышение среднего количества землетрясений N_c в полосе с цепочкой. Последняя величина показывает уровень значимости выделения цепочки.

4. Увеличивается размер выборки N_2 , набирается статистика для соотношения $N_2 \leftrightarrow n_1$ выборки нового размера с цепочкой прежнего размера.

5. Набирается статистика для определения зависимости доли стандартного отклонения Δσ от размера выборки *N* при постоянной длине цепочки.

6. Увеличивается число землетрясений в цепочке n_2 и повторяются шаги 3–5.

7. Выполняется построение графиков и определение уравнений корреляции между Δσ и *N* в зависимости от расположения цепочки от линии разлома *r* при постоянной длине цепочки *n*.

🖡 histogramm-rezult-30-8 - Блокнот	
Файл Правка Формат Вид Справка	
rezult m=3333 N=30 n=8	^
310- 0: 34033 #################################	
4 . 0 - 10: 60942 ####################################	~

Рис. 2. Пример кумулятивной гистограммы, полученной в результате m = 3333 генераций выборок из N = 30 искусственных землетрясений с детерминированной цепочкой длиной n = 8 сейсмических событий, вставленной на расстоянии r = 5 км от линии разлома

Fig. 2. An example of a cumulative histogram obtained as a result of m = 3333 generations of samples from N = 30 artificial earthquakes with a deterministic chain of the length n = 8 seismic events that is inserted at a distance r = 5 km from the fault line

8. Выполняется построение графиков зависимости размера выборки N от длины выделенной цепочки n при фиксированном значении доли стандартного отклонения $\Delta \sigma$ и различных расстояний от линии разлома до цепочки r.

Входные данные. При запуске программы задаются начальный размер выборки N_0 , шаг ΔN , конечный размер выборки N_k , начальная длина цепочки n_0 , шаг цепочки Δn конечная длина цепочки n_k , размер "большой" выборки N_1 , длина цепочки в "большой" выборке, размеры разломной зоны и расстояние r от центра разломной зоны до цепочки, а также определяется длина и ширина разломной зоны. Для решения поставленной задачи в разломе

длиной 100 км и шириной 60 км генерировались выборки размером N = 10-1000землетрясений, а цепочки длиной n = 2-14событий вставлялись на расстоянии 5, 15 и 25 км от линии разлома (r = 5, r = 15, r = 25).

Выходные данные. Гистограмма распределения (для двух полос) и статистические параметры каждой сгенерированной, кумулятивной и "большой" выборок записываются в отдельные файлы, содержащие, помимо этого, информацию о размере выборки и длине цепочки (см. рис. 2). Кроме того, создаются файлы, содержащие информацию, используемую при построении графиков.

Результаты

При реализации модели было многократно сгенерировано эпицентральное поле *N* землетрясений в прямоугольной области, распределенных случайно вдоль этой области и по нормальному закону Гаусса поперек нее. Такая область имитирует зону разлома, размеры которого в нашем случае соответствуют размерам генеральных разломов Байкальского региона. Вставленная в эту область цепочка сейсмических событий длиной *п* землетрясений является прототипом смещения в одном направлении последовательных во времени эпицентров землетрясений вдоль разлома. В результате таких генераций получено множество реализаций N и n, учитывающих распределение землетрясений в зоне разлома. Генерации, имеющие одинаковые *N* и *n*, суммируются, в результате чего получаются кумулятивные выборки. Осуществляются статистические расчеты и устанавливаются корреляционные соотношения размера выборки N и длины выделенной цепочки *п*. Пример кумулятивной гистограммы для N = 30 с цепочкой из *n* = 8 событий, вставленной на расстоянии от разлома r = 5 км, приведен на рис. 2.

Расчеты уровня значимости Δσ выделения цепочки событий выполнены для цепочек, расположенных на расстояниях r = 5, r = 15 и r = 25 км от линии разлома. Построены графики и тренды зависимостей $\Delta \sigma(N,r)$ при n = const (рис. 3) и N(n,r) при $\Delta \sigma = const$ (рис. 4). На рис. 3 видно, что с увеличением расстояния r от линии разлома до цепочки землетрясений при фиксированной длине цепочки *n* и постоянном размере выборки *N* уровень значимости выделения цепочки Δσ возрастает. Уровень значимости Δσ возрастает при увеличении длины цепочки n для фиксированного размера выборки N и расстояния r. На рис. 4 видно, что при увеличении расстояния r от разлома до цепочки землетрясений фиксированной длины n размер выборки N возрастает. Размер выборки *N* возрастает также при увеличении доли стандартного отклонения Δσ выделения цепочки длины n. Уравнения корреляции исследуемых параметров – уровня значимости $\Delta \sigma(N, n, r)$ и размера выборки $N(n, r, \Delta \sigma)$ – обобщены в табл. 1 и 2. Из полученных графиков и таблиц можно сделать следующие выводы:

1. Исследуемые зависимости имеют степенной характер поведения с высокими коэффициентами корреляции и изменяющимися показателями степени.

2. Чем больше размер выборки N и

чем меньше расстояние от цепочки до разлома r, тем ниже уровень значимости $\Delta \sigma$ выделения цепочки длины n.

3. Чем меньше размер выборки N и чем длиннее цепочка землетрясений n, тем выше уровень значимости выделения цепочки $\Delta \sigma$ при одинаковом расстоянии r от

плоскости разлома до цепочки.

 Уровень значимости выделения цепочки примерно обратно пропорционален корню квадратному из количества землетрясений в выборке.

5. Размер выборки *N* пропорционален длине цепочки *n* в степени 1,8–2,1.

55



Рис. 3. Графики и тренды зависимости доли стандартного отклонения ⊿σ от размера выборки N для разного расстояния r (км) между детерминированной цепочкой длины n и линией разлома: a – n = 3; b – n = 4; c – n = 5; d – n = 6; e – n = 7; f – n = 8: Тренды показаны: сплошной линией (r = 5 км), коротким (r = 15 км) и длинным (r = 25 км) штрихом

Fig. 3. Graphs and y trends of the standard deviation $\Delta \sigma$ proportion dependency on the sample size N for different distances r (km) between the deterministic chain of length n and the fault line :

a - n = 3; b - n = 4; c - n = 5; d - n = 6; e - n = 7; f - n = 8: Trends are shown by: solid line (= 5 km), short dash (r = 15 km), long dash (r = 25 km)

Таблица 1

Уравнения корреляции доли стандартного отклонения ⊿σ и размера выборки N для цепочек землетрясений разной длины n, расположенных на разном расстоянии r от линии разломной зоны

Table 1

Correlation equations of the proportion of a standard deviation $\Delta \sigma$ and the sample size N for earthquake chains of different length n located at different distance r from the fault zone line

n	r = 5	r = 15	r = 25
3	$\Delta \sigma = 6,96 N^{-0.53}; \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 9,73 N^{-0,53}; r = 0,99$	$\Delta \sigma = 20,48 N^{-0.50}; \ \rho = 0,99$
4	$\Delta \sigma = 9,40 N^{-0.53}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 11,22 N^{-0,49}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 27.09 N^{-0.50}; \ \rho = 0.99$
5	$\Delta \sigma = 12,49 N^{-0.54}; \ \rho = 0.85$	$\Delta \sigma = 14,00 N^{-0,49}; \ \rho = 0,95$	$\Delta \sigma = 33,49 N^{-0,49}; \ \rho = 0,96$
6	$\Delta \sigma = 13,42 N^{-0.52}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 19,04 N^{-0.52}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 48,50 N^{-0.52}; \ \rho = 0,99$
7	$\Delta \sigma = 15,42 N^{-0,51}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 15,85 N^{-,44}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 64,13 N^{-0.55}; \ \rho = 0,99$
8	$\Delta \sigma = 21,55 N^{-0,56}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 22,12 N^{-0,48}; \ \rho = 0,99$	$\Delta \sigma = 30 N^{-0.40}; \ \rho = 0.99$



Рис. 4. Графики и тренды зависимости размера выборки N от длины выделяемой цепочки n при фиксированной доле стандартного отклонения $\Delta \sigma$: $\mathbf{a} - \Delta \sigma = 1$; $\mathbf{b} - \Delta \sigma = 2$; $\mathbf{c} - \Delta \sigma = 3$: Тренды показаны: сплошной линией (r = 5 км), коротким (r = 15 км) и длинным (r = 25 км) штрихом Fig. 4. Graphs and trends of sample size N dependency on the length of the identified chain n at the fixed proportion of the standard deviation $\Delta \sigma$: $\mathbf{a} - \Delta \sigma = 1$; $\mathbf{b} - \Delta \sigma = 2$; $\mathbf{c} - \Delta \sigma = 3$: Trends are shown by: solid line (r = 5 km), short dash (r = 15 km), long dash (r = 25 km)

Таблица 2

Уравнения корреляции размера выборки N и длины выделяемой цепочки землетрясений n, расположенной на разном расстоянии от центра разломной зоны r при разной доле стандартного отклонения ∆σ

Table 2

Correlation equations of the sample size N and the length n of the identified earthquake chain located at different distances from the center of the fault zone r at the different proportion of standard deviation $\Delta \sigma$

$\Delta \sigma$	r = 5	<i>r</i> = 15	r = 25
1	$N = 3,37n^{2,12}; \ \rho = 0,99$	$N = 8,09n^{2,02}; \ \rho = 0,99$	$N = 59,01n^{1,77}; \ \rho = 0,98$
2	$N = 0,93n^{2,08}; \ \rho = 0,99$	$N = 1,82n^{2,05}; \ \rho = 0,99$	$N = 10,61n^{2,06}; \ \rho = 0,99$
3	$N = 0.54 n^{1.94}; \ \rho = 0.99$	$N = 0.83n^{2.04}; \ \rho = 0.99$	$N = 5n^2; \ \rho = 1$

При разработке модели было проведено сравнение распределения генерируемых землетрясений по полосам разбиения с теоретическим нормальным распределением [15]. При сравнении учитывались все полученные при разбиении симметричные пары полос, а не единственная симметричная пара, как для поиска зависимостей входных и выходных параметров; детерминированная цепочка была исключена из рассмотрения. Для сравнения теоретического и фактического распределений был проведен ряд расчетов и получено 10 кумулятивных выборок с вычислением долей от общего числа землетрясений в выборке в каждой полосе распределения. Для всех полос были найдены средние значения долей землетрясений в них по всем кумулятивным выборкам, и эти средние значения сравнивались с теоретическими вероятностями, рассчитанными по специальной таблице [16]. Из результатов проведенных расчетов (табл. 3) следует, что полученное фактическое распределение является нормальным распределением.

Таблица 3

Теоретические и фактические доли распределения землетрясений по полосам разлома

Table 3

№ полосы / No. of stripe	Расстояние от плоскости разлома и ширина полосы, км / Distance from the fault plane and strip width, km	Teopeтичeскиe значения долей / Theoretical values of proportions	Фактические значения долей / Actual values of proportions
1, 6	20–30	0,021	0,021
2, 5	10–20	0,136	0,136
3, 4	0–10	0,342	0,341

Theoretical and actual earthquake distribution proportions by fault lines

Заключение

Для изучения явления миграции землетрясений в зоне разлома разработана имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности, учитывающая основные свойства явления миграции сейсмических событий. Модель реализована в виде программы, с помощью которой осуществлены множественные генерации выборок землетрясений размера N со вставленными цепочками длины n на заданном расстоянии r от центра разлома. Проведены вычисления статистических параметров, при обработке которых получены оценки уровня значимости выделения цепочки из

нескольких землетрясений в эпицентральном поле зоны разлома. Полученные зависимости, имеющие степенной характер поведения с изменяющимися показателями, дают возможность определить размеры выборки *N* и оценить уровень значимости Δσ выделения цепочек землетрясений в неоднородном эпицентральном поле зон разломов Байкальского региона.

Библиографический список

1. Завьялов А.Д. Среднесрочный прогноз землетрясений: основы, методика, реализация. М.: Наука, 2006. 254 с.

2. Смирнов В.Б., Пономарев А.В. Закономерности релаксации сейсмического режима // Физические основы прогнозирования разрушения горных пород: тезисы докладов 7-й международной школысеминара (г. Москва, 17–21 ноября 2005 г.). Москва, 2005. С. 54.

3. Соболев Г.А., Пономарев А.В. Физика землетрясений и предвестники. М.: Наука, 2003. 270 с.

4. Новая глобальная тектоника. М.: Мир, 1974. 472 с.

5. Анализ геодинамических и сейсмических процессов // Вычислительная сейсмология. М.: ГЕОС, 2004. Вып. 35. 329 с.

6. Проблемы динамики литосферы и сейсмичности // Вычислительная сейсмология. М.: ГЕОС, 2001. Вып. 32. 303 с.

7. Рихтер Ч. Элементарная сейсмология. М.: Из-во Иностранная литература, 1963. 670 с.

8. Бот М. О проблеме предсказания землетрясений // Предсказание землетрясений, М.: Мир. 1968. С. 9–20.

9. Касахара К. Механика землетрясений. М.: Мир, 1985. 264 с.

10. Вилькович Е.В., Губерман Ш.А., Кейлис-Борок В.И. Волны тектонических деформаций на крупных разломах // Докл. АН СССР. 1974. Т. 219. № 1. С. 77–80.

11. Новопашина А.В. Методика выявления миграций сейсмической активности Прибайкалья средствами ГИС // Геоинформатика. 2013. № 1. С. 33–36.

12. Ключевский А.В., Какоурова А.А. Имитационная базовая модель мигрирующей сейсмичности // Вестник Иркутского государственного технического университета. 2016. № 8 (115). С. 74–84. DOI: 10.21285/1814-3520-2016-8-74-84;

13. Шерман С.И. Физические закономерности развития разломов земной коры. Новосибирск: Наука, 1977, 102 с.

14. Ключевский А.В., Демьянович В.М., Ключевская А.А. Энергетическая структура сейсмичности юго-западного фланга Байкальской рифтовой зоны // Доклады Академии наук. 2015. Т. 464. № 5. С. 611–617.

15. Львовский Е.Н. Статистические методы построения эмпирических формул. М.: Высш. шк., 1988. 239 с.

16. Пустыльник Е.И. Статистические методы анализа и обработки наблюдений. М.: Наука, 1968. 288 с.

References

1. Zav'yalov A.D. Srednesrochnyi prognoz zemletryasenii: osnovy, metodika, realizatsiya [Mid-term earthquake prediction: foundations, methodology, implementation]. Moscow, Nauka Publ., 2006. 254 p. (In Russian)

2. Smirnov V.B., Ponomarev A.V. Zakonomernosti relaksatsii seismicheskogo rezhima [Regularities of seismic relaxation mode]. Tezisy dokladov 7-i mezhdunarodnoi shkoly-seminara "Fizicheskie osnovy prognozirovaniya razrusheniya gornykh porod" [Abstracts of 7th International School-Workshop "Physical bases of rock fracture prediction"]. Moscow, 2005, p. 54. (In Russian)

3. Sobolev G.A., Ponomarev A.V. *Fizika zemletryasenii i predvestniki* [Earthquake physics and precursors]. Moscow, Nauka Publ., 2003, 270 p. (In Russian)

4. *Novaya global'naya tektonika* [New global tectonics]. Moscow, Mir Publ., 1974, 472 p. (In Russian)

5. Analiz geodinamicheskikh i seismicheskikh protsessov. Vychislitel'naya seismologiya [Analysis of geodynamic and seismic processes. Computational seismology]. Moscow, GEOS Publ., 2004, ussue 35, 329 p. (In Russian) 6. *Problemy dinamiki litosfery i seismichnosti. Vychislitel'naya seismologiya* [Problems of lithospheric dynamics and seismicity. Computational seismology]. Moscow, GEOS Publ., 2001, issue 32, 303 p. (In Russian)

7. Rikhter Ch. *Elementarnaya seismologiya* [Elementary seismology]. Moscow, Iz-vo Inostrannaya literature Publ., 1963, 670 p. (In Russian)

8. Bot M. O probleme predskazaniya zemletryasenii [On the problem of earthquake prediction]. *Predskazanie zemletryasenii* [Earthquake prediction]. Moscow, Mir Publ., 1968, pp. 9–20. (In Russian) (In Russian)

9. Kasakhara K. *Mekhanika zemletryasenii* [Earthquake mechanics]. Moscow, Mir Publ., 1985, 264 p. (In Russian)

10. Vil'kovich E.V., Guberman Sh.A., Keilis-Borok V.I. Volny tektonicheskikh deformatsii na krupnykh razlomakh [Tectonic deformations waves in large faults]. Dokl. AN SSSR [Reports of the Academy of Sciences of the USSR]. 1974, vol. 219, no. 1, pp. 77– 80. (In Russian)

11. Novopashina A.V. *Metodika vyyavleniya migratsii* seismicheskoi aktivnosti Pribaikal'ya sredstvami GIS [A GIS-based technique for revealing Cis-Baikal seismic

activity migration]. *Geoinformatika* [Geoinformatics]. 2013, no. 1, pp. 33–36. (In Russian)

12. Klyuchevskii A.V., Kakourova A.A. *Imitatsionnaya* bazovaya model' migriruyushchei sei-smichnosti [Base simulation model of migrating seismicity]. Vestnik Irkutskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta [Proceedings of Irkutsk State Technical University]. 2016, no. 8 (115), pp. 74–84. (In Russian) DOI: 10.21285/1814-3520-2016-8-74-84;

13. Sherman S.I. *Fizicheskie zakonomernosti razvitiya razlomov zemnoi kory* [Physical regularities in the development of earth crust faults]. Novosibirsk, Nauka Publ., 1977, 102 p. (In Russian)

14. Klyuchevskii A.V., Dem'yanovich V.M., Klyuchevskaya A.A. Energeticheskaya struktura sei-

Критерии авторства

Какоурова А.А., Ключевский А.В. имеют на статью равные авторские права и несут равную ответственность за плагиат.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Статья поступила 06.04.2017 г.

smichnosti yugo-zapadnogo flanga Baikal'skoi riftovoi zony. [Energy structure of seismicity at the Southwestern flank of the Baikal Rift System]. *Doklady Akademii nauk* [Reports of the Academy of Sciences]. 2015, vol. 464, no. 5, pp. 611–617. (In Russian) DOI: 10.1134/S1028334X15100141.

15. L'vovskii E.N. *Statisticheskie metody postroeniya empiricheskikh formul* [Statistical methods of empirical formulae construction]. Moscow, Vyssh. shk. Publ., 1988, 239 p. (In Russian)

16. Pustyl'nik E.I. *Statisticheskie metody analiza i obrabotki nablyudenii* [Statistical methods of observation analysis and processing]. Moscow, Nauka Publ., 1968, 288 p. (In Russian)

Authorship criteria

Kakourova A.A., Klyuchevskii A.V. have equal author's rights and bear equal responsibility for plagiarism.

Conflict of interests

The authors declare that there is no conflict of interests regarding the publication of this article.

The article was received 06 April 2017

59