

**О ВОЗМОЖНЫХ ПРОБЛЕМАХ ОЦЕНКИ
ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ ОСОБЕННОСТЕЙ
ПРЕДСТАВИТЕЛЬНОСТИ КАТАЛОГА ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ
(НА ПРИМЕРЕ КАМЧАТСКОГО КАТАЛОГА
ЕДИНОЙ ГЕОФИЗИЧЕСКОЙ СЛУЖБЫ РАН)**

© 2019 В.А. Салтыков

*Камчатский филиал ФИЦ «Единая геофизическая служба РАН»,
г. Петропавловск-Камчатский, Россия, 683006; e-mail: salt@emsd.ru*

Представительность каталога, понимаемая как магнитудный порог, начиная с которого землетрясения регистрируются без пропусков, обычно определяется по линейному участку графика повторяемости в соответствии с законом Гутенберга-Рихтера. В статье приведены примеры некорректности формального подхода к оценке представительности каталога Камчатских землетрясений. Использован каталог землетрясений Камчатского филиала Федерального исследовательского Центра «Единая геофизическая служба Российской академии наук». Показано, что формальный расчет для больших пространственно-временных выборок из каталога дает существенную недооценку реальной представительности каталога. Причем величина этой недооценки не может быть объяснена особенностями регистрации землетрясений и дальнейшей обработки на различных этапах развития Камчатской сети. Этот эффект связывается с пространственно-временными вариациями наклона графика повторяемости, что обычно не учитывается.

Ключевые слова: Камчатка, представительность каталога, наклон графика повторяемости, закон Гутенберга-Рихтера.

ВВЕДЕНИЕ

Уровень представительности регистрируемых землетрясений является важным параметром, характеризующим возможности сейсмометрической сети по мониторингу сейсмической обстановки. Под представительностью обычно понимается нижний энергетический уровень землетрясений, которые могут быть зарегистрированы в заданной пространственной области без пропусков. Следует различать теоретическую представительность и фактическую, наблюдающуюся в действительности. Теоретическая представительность может быть оценена исходя из уровня сейсмических шумов на станциях регистрации, чувствительности регистрирующей аппаратуры, задаваемого поглощения сейсмических волн средой и необходимого для локации числа сейсмических станций. Такая представительность является параметром сети сейсмических станций и характеризует возможности этой сети с учетом принятых допущений. Не меньший, а, возможно, даже больший интерес

представляет оценка фактической представительности, которая будет характеризовать качество получаемого каталога. Естественно, что и для данной оценки необходимы определенные допущения.

Основным допущением является закон Гутенберга-Рихтера (Gutenberg, Richter, 1954), согласно которому распределение числа землетрясений по энергии имеет степенной характер, что проявляется в линейном характере графика повторяемости:

$$\lg N = A - \gamma K, \text{ или } \lg N = a - bM,$$

где $K = \lg E$ — энергетический класс землетрясения, M — его магнитуда, E — энергия в Дж, N — число землетрясений с магнитудой M (или классом K) в случае дифференциального графика повторяемости или число землетрясений с магнитудой не меньшей M и, соответственно, K в случае кумулятивного графика повторяемости, коэффициенты b (или b -value) и γ традиционно именуют наклоном графика повторяемости, A — активность. При неизбежных пропусках в регистрации слабых землетрясений характер

распределения меняется, что проявляется в выполаживании кумулятивного графика повторяемости на малых значениях M или K . В этом случае представительность можно определить как нижнюю границу линейного участка графика повторяемости — K_C или M_C .

МЕТОДИКА ФОРМАЛИЗОВАННОЙ ОЦЕНКИ ПРЕДСТАВИТЕЛЬНОСТИ КАТАЛОГА

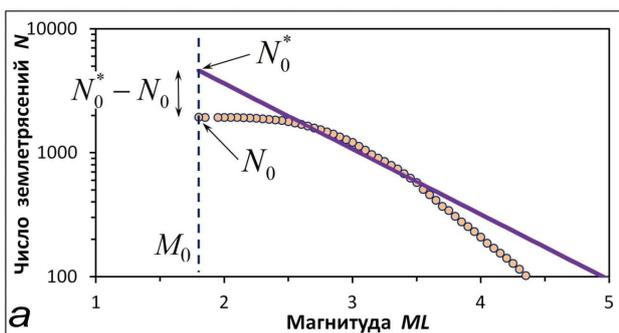
Формализации процедуры оценки M_C уделяется достаточно большое внимание, судя по публикациям (Лукк, Попандопуло, 2012; Mignan, Woessner, 2012). Интерес автора вызывает подход, описанный в работах (Писаренко, 1989; Смирнов, 2009), где представительность определяется через пороговую оценку магнитуды M_C (класса K_C), выше которой распределение числа землетрясений N по магнитуде M или классу K можно считать экспоненциальным при заданном уровне статистической значимости α .

В соответствии с методом максимального правдоподобия наклон графика повторяемости γ оценивается как

$$\gamma = \lg \left(1 + \frac{N_0}{\sum_{i=0} i \cdot n_{K_0+0.1i}} \right) / 0.1 \text{ (Куллдорф, 1966).}$$

В этом выражение учтен шаг группирования землетрясений по энергетическому классу $\Delta K=0.1$. Активность A определяется как

$$A = \frac{\sum_{i=0} N_i \cdot 10^{-\gamma K_i}}{\sum_{i=0} 10^{-2\gamma K_i}}.$$



Здесь N_i — число землетрясений энергетического класса не менее K_i , n_i — число землетрясений энергетического класса K_i . Аналогично выглядят уравнения для расчета через магнитуды. Сравнение фактического числа землетрясений N_0 с его оценкой $N_0^* = A \cdot 10^{-\gamma K_0}$ позволяет оценить статистическую значимость α экспоненциальности распределения рассматриваемой выборки из каталога и, соответственно, значимость принятия решения о представительности K_C на уровне K_0 . Либо, задав необходимую значимость α , принять или отклонить гипотезу об экспоненциальности и, соответственно, представительности на уровне K_0 . Если гипотеза отклоняется, то пороговое значение K_0 увеличивается на 0.1 (так как магнитуды и классы в каталоге приведены с точностью до десятых) и расчеты продолжаются до получения удовлетворительного результата

(рис. 1). Вид распределения разницы $N_0^* - N_0$ был определен на модельных последовательностях, имеющих экспоненциальное распределение, что соответствует распределению магнитуд в представительном каталоге землетрясений. Объем последовательности составил 200 000 событий. Наклон графика повторяемости варьировался в пределах, превышающих реально наблюдаемым значения: от 0.1 до 1.8. Определено, что распределение $N_0^* - N_0$ можно считать нормальным с математическим ожиданием $(0.46 - 0.011\gamma)$ и среднеквадратичным отклонением $(0.30 - 0.068\gamma)\sqrt{N_0}$. Данный подход реализован в программе (Волович, Салтыков, 2017), позволяющей не только оценить представительность заданной выборки

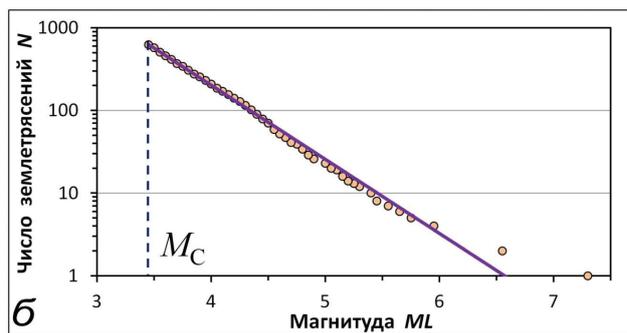


Рис. 1. Пример расчета представительности выборки землетрясений: *a* — схема промежуточного расчета параметров графика повторяемости; *b* — принятое решение о представительности M_C и соответствующий ему график повторяемости (исходные данные и аппроксимация). Сплошная линия соответствует аппроксимации кумулятивного графика числа землетрясений (кружки) в предположении экспоненциального распределения землетрясений по магнитуде M при $M \geq M_C$.

Fig. 1. An example of calculating the representativity of the earthquake samples: *a* — the scheme of temporary calculation of the Gutenberg-Richter (G-R) graph parameters; *b* — the decision on the representativity magnitude M_C and the corresponding G-R graph (initial data and approximation). The solid line corresponds to the approximation of the cumulative graph of the number of earthquakes (circles) under the assumption of an exponential distribution of earthquakes on magnitude M if $M \geq M_C$.

из каталога, но и проследить ее изменение во времени. Такая возможность представляется особо важной, как будет показано ниже.

В заключение этого раздела следует упомянуть о методике построения временного хода и пространственных карт представительности. При расчете временного хода проводится расчет представительности в скользящем окне с перекрытиями при задаваемых параметрах (число землетрясений представительной энергии в окне или его временная продолжительность, шаг по числу землетрясений или по времени, статистическая значимость получаемой представительности). Для каждого момента времени t в качестве величины представительности $K_C(t)$ (или $M_C(t)$) принимается наименьшее значение из набора перекрывающихся нескольких окон. Аналогичный подход применяется и при построении карт представительности: для каждой точки за окончательное значение принимается минимальное значение K_C (или M_C) из набора значений для перекрывающихся элементарных объемов, полученных при пространственном сканировании с перекрытием. Логика такой операции тривиальна и может быть пояснена следующим примером. Пусть в двух пересекающихся множествах (пространственных или временных выборках из каталога) А и В представительность составляет M_{CA} и M_{CB} . При этом $M_{CA} < M_{CB}$. Тогда для пересечения множеств $A \cap B$ представительность составит $\min(M_{CA}, M_{CB}) = M_{CA}$, так как для всего множества А обеспечена представительность M_{CA} , и она не может быть хуже в его подмножествах.

ПРИМЕРЫ «НЕАДЕКВАТНОЙ» ОЦЕНКИ ПРЕДСТАВИТЕЛЬНОСТИ

Автор многократно обращал внимание на то, что представительность для афтершоковых последовательностей землетрясений оказывалась более высокой (то есть наблюдалось более низкое значение K_C) по сравнению с оценками для фоновой сейсмичности той же пространственной области по более продолжительным временным интервалам перед сильным землетрясением. До тех пор, пока не были выявлены слишком большие расхождения, это списывалось на тщательность обработки афтершоков. Однако, есть случаи, когда такое объяснение не может быть принято как удовлетворительное.

В представленных ниже примерах использованы каталоги землетрясений, полученные в Камчатском филиале Федерального исследовательского центра «Единая геофизическая служба Российской академии наук» (<http://sdis.emsd.ru/info/earthquakes/catalogue.php>), где в качестве энергетической характеристики используется

энергетический класс K (Федотов, 1972), который может быть пересчитан в локальную магнитуду M по корреляционной формуле $M = 2K + 1.5$ (Гордеев и др., 2006).

Пример 1. Южно-Озерновское землетрясение 2017-03-29 $M_w 6.6$ ($\varphi = 56.97^\circ$ $\lambda = 163.22^\circ$ $h = 43$ км) (Чебров и др., 2017а) произошло на краю сети сейсмостанций (рис. 2). Однако, представительность каталога афтершоков (рис. 3а) с уровнем значимости $\alpha = 0.3$ оказалась равной $K_C = 6.6$ ($M_C = 2.55$), что существенно лучше представительности каталога всей Камчатки за 2016 г. (рис. 3б) — $K_C = 8.3$ ($M_C = 3.4$), хотя положение очага Южно-Озерновского землетрясения относительно сети сейсмостанций Камчатки предполагало, казалось бы, противоположное соотношение.

Пример 2. Рассмотрим пространственную круговую область радиуса $R = 25$ км с центром в точке $\varphi = 53^\circ$ с.ш., $\lambda = 160^\circ$ в.д. Эта область приближена к району Камчатки с наибольшей плотностью сейсмостанций (рис. 2), что предполагает лучшую представительность каталога. Оценки представительности каталога землетрясений

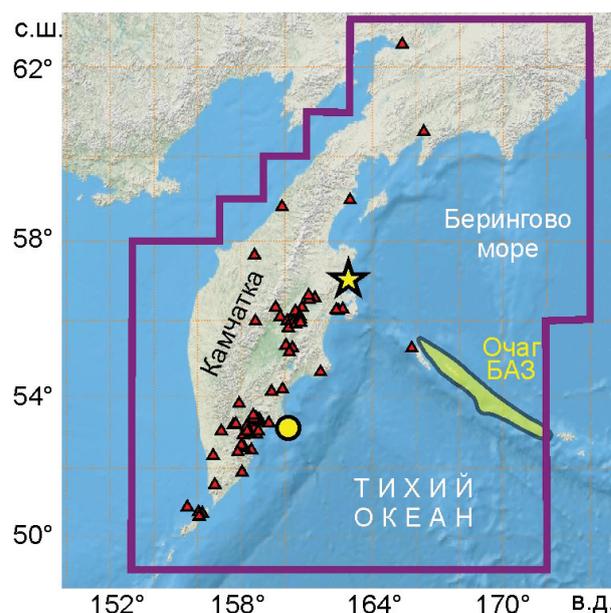


Рис. 2. Схема положения рассматриваемых в статье объектов (Южно-Озерновское землетрясение 2017-03-29 $M 6.6$ (звездочка), Ближне-Алеутское землетрясение (БАЗ) 2017-07-17 $M 7.8$, анализируемая область радиуса $R = 25$ км (кружок)) относительно сети сейсмостанций (треугольники). Многоугольник ограничивает зону ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН.

Fig. 2. The position of the objects considered in the article (the South-Ozernovsky earthquake, 2017-03-29 $M 6.6$ (star); the Near-Aleutian earthquake, 2017-07-17 $M 7.8$, the analyzed area of radius $R = 25$ km (circle)) relative to the seismic network (triangles). The polygon limits the area of responsibility of the Kamchatka branch of GS RAS.

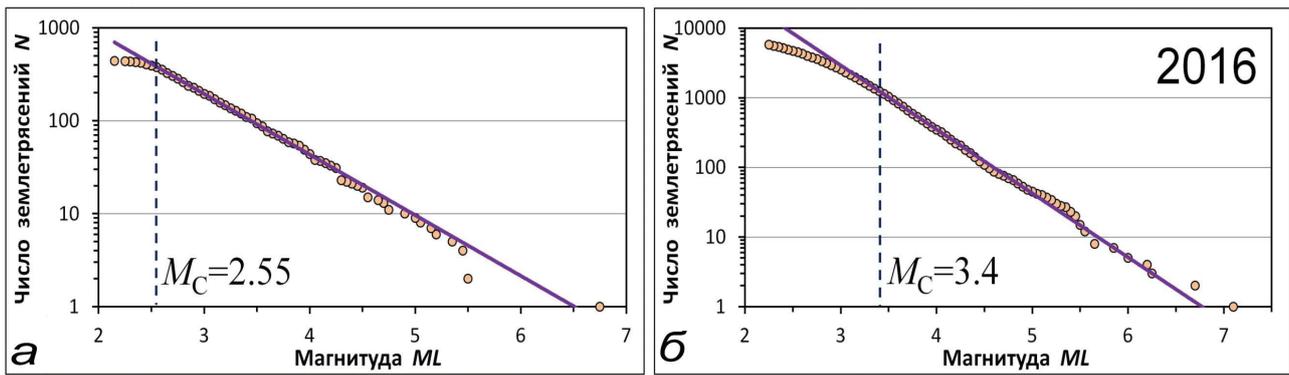


Рис. 3. Кумулятивный график числа афтершоков Южно-Озерновского землетрясения 2017-03-29 $M_{6.6}$ (а) и аналогичный график для землетрясений 2016 г. в зоне ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН (б). Вертикальные линии отмечают уровень представительности выборки.

Fig. 3. Cumulative graph of the number of the aftershocks of the South-Ozernovskiy earthquake, 2017-03-29 $M_{6.6}$ (а) and a similar graph for the 2016 earthquakes in the area of Kamchatka Branch GS RAS responsibility (б). Vertical lines mark the representativity level of the sample.

с уровнем значимости $\alpha = 0.3$ дают значения $K_C = 9.4$ ($M_C = 3.95$) для 1962–2018 гг. и $K_C = 6.8$ ($M_C = 2.65$) для 1996–2018 гг. Здесь такая разность ($\Delta K_C = 2.6$, $\Delta M_C = 1.3$) не должна, казалось бы, ставиться под сомнение и может объясняться совершенствованием сети и методики обработки сейсмологических данных. Однако, построение временного хода представительности (рис. 4а) показывает, что «мгновенная» представительность с тем же уровнем значимости существенно лучше, чем «средняя за несколько десятилетий». Причем, оценки, полученные в скользящем окне шириной $\Delta N = 200$ и $\Delta N = 100$ землетрясений представительного уровня, ведут себя согласованно.

И если отличия временного хода от среднего значения за 1962–2018 гг. еще можно объяснить на качественном уровне, связав их со «слабым звеном» 1962–1965 гг., то существенные различия на интервале 1996–2018 гг. требуют другого объясне-

ния. Автор связывает этот эффект с временными вариациями наклона графика повторяемости b -value (рис. 4б), которые имеют достаточно большой диапазон — от 0.5 до 0.9. Учитывая, что рис. 4б получен с использованием скользящего окна, включающего 100 землетрясений представительного класса, среднее квадратичное отклонение для b -value составит 10%, то есть вариации b -value статистически значимы. Очевидно, что в результате объединения нескольких выборок, каждая из которых имеет линейный график повторяемости, но со своим «индивидуальным» наклоном, мы получим искаженный, выгнутый график повторяемости, а его линейный участок будет заканчиваться на больших магнитудах (классах), поэтому M_C будет иметь завышенное значение, интерпретируемое как плохая представительность.

Подобный эффект с неизбежностью будет наблюдаться не только при осреднении больших

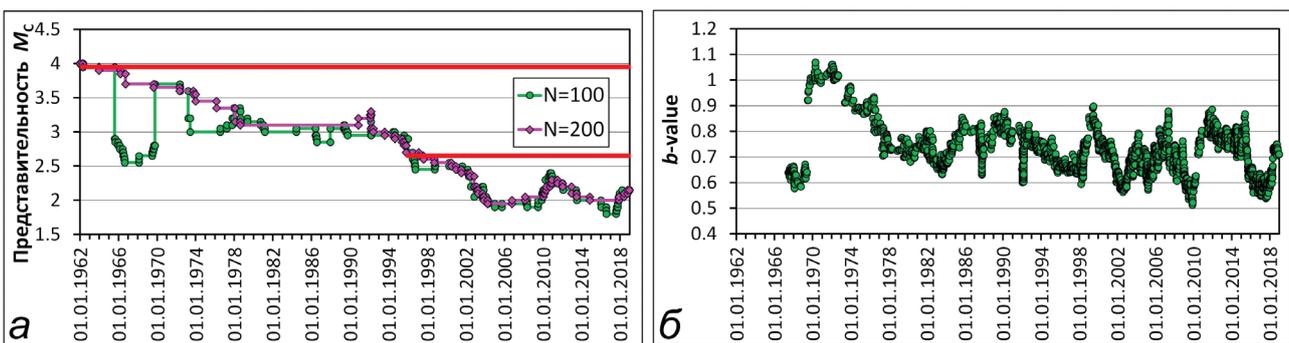


Рис. 4. Временной ход представительности землетрясений области радиуса $R = 25$ км с центром в точке $\varphi = 53^\circ$ с.ш., $\lambda = 160^\circ$ в.д., рассчитанный в скользящем окне шириной $\Delta N = 200$ (квадраты) и $\Delta N = 100$ (кружки) землетрясений представительной магнитуды (а). Горизонтальные отрезки отмечают представительность в целом за 1962–2018 и 1996–2018. Временной ход наклона графика повторяемости b -value в этой же области, рассчитанный в скользящем окне шириной $\Delta N = 100$ землетрясений представительной магнитуды (б).

Fig. 4. The time dependence of catalog representativity for of area $R = 25$ km with center $\varphi = 53^\circ$ N, $\lambda = 160^\circ$ E., calculated in a running window with width $\Delta N = 200$ (squares) and $\Delta N = 100$ (circles) of representative earthquakes (а). The horizontal lines mark the representativity level for the whole over the periods 1962–2018 and 1996–2018. The time dependence of the b -value in the same area, calculated in a sliding window with a width $\Delta N = 100$ earthquakes (б).

временных интервалов, но и больших пространственных областей. Естественно, что одно-временный анализ больших пространственных объектов на больших временных интервалах только усугубляет сложность оценки представительности каталога. Под «большими» здесь следует понимать такие интервалы времени и пространства, для которых мы не можем считать наклон графика повторяемости постоянным. Например, таким объектом является вся зона ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН (Землетрясения ..., 2016) в течение всего времени детальных сейсмологических наблюдений на Камчатке — с 1962 по 2018 гг. (рис. 2). Для этого случая статистически значимой ($\alpha = 0.3$) величиной представительности каталога (рис. 5а) в целом можно считать $K_C = 12.6$ ($M_C = 5.55$). Если взять временной интервал, соответствующий в целом современному состоянию сети, — 1998–2018 гг., то $K_C = 10.0$ ($M_C = 4.25$), что также не укладывается в рамки приемлемых и ожидаемых исходя из параметров сейсмометрической сети оценок. Отметим, что приводимые в публикациях оценки представительности Камчатки, основываются, как правило, на экспертной оценке, а не на корректных расчетах.

Построение временного хода, используя скользящее окно, исправляет ситуацию лишь частично (рис. 5б)¹. Но даже в этом случае мы видим, что реальная представительность лучше «тотально осредненной» оценки на 1.5–2 единицы магнитуды M , что соответствует 3–4 единицам по классу K . Дальнейшего улучшения следует ожидать при сканировании большой пространственной области относительно небольшими единичными площадями. В качестве иллюстрации можно рассмотреть афтершоковую область Ближне-Алеутского землетрясения 2017-07-17 $M_w 7.8$ ($\varphi = 54.35^\circ$ $\lambda = 168.90^\circ$ $h = 7$ км) (Чебров и др., 2017б), имеющую необычайно большую протяженность — более 400 км (рис. 2). В целом для нее представительность оценивается как $K_C = 9.3$ ($M_C = 3.9$). Однако, на основании сканирования кругами радиуса $R = 50$ км (рис. 6) можно сделать вывод, что на самом деле представительность

¹ Следует обратить внимание на два максимума временного хода — в 1966 г. и в 1997 г. Первый объясняется уникальной сейсмической активизацией на Северных Курилах в 1966 г. в условиях неудовлетворительной представительности курильских землетрясений (на начальном этапе детальных сейсмологических наблюдений на Камчатке) и низкой сейсмичности Камчатки (ни одного землетрясения за год сильнее $ML = 5.6$). Второй — сильными землетрясениями, сопровождавшими Кроноцкое землетрясение 5.12.1997 $M_w 7.8$ и заглубившими возможности сети по регистрации слабых землетрясений в течение первых нескольких дней после мэйншока.

существенно лучше, хотя и падает в юго-восточном направлении, по мере удаления от Камчатки и, соответственно, от сети сейсмостанций.

Учитывая представленные примеры, можно ожидать, что аналогичное сканирование даст более корректное представление о значениях M_C в зоне ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН. Более того, при этом будет получено пространственное распределение реальных, а не теоретических M_C . С целью снизить искажения, связанные с временными вариациями наклона b -value, продолжительность использованных данных была ограничена 5 годами: с 2012 по 2016 гг. На рис. 7 показаны результаты трех вариантов сканирования. Эффект увеличения детальности карты с уменьшением радиуса R очевиден и тривиален, поэтому особого интереса в контексте работы не представляет, в отличие от результатов анализа распределения «мгновенных» значений представительности M_C .

При рассмотрении последовательности случайных величин и их функций распределения легко убедиться, что при использовании сглаживающего окна (временного, если мы говорим о временном ряде, или пространственного, если речь идет о пространственном распределении) не меняется математическое ожидание случайной величины, в отличие от дисперсии, которая закономерно уменьшается. Наличие неслучайной компоненты (тренда) не меняет кардинально результат сглаживания: мат. ожидание не меняется, впрочем, дисперсия меняется в меньшей степени, в основном, за счет длинных хвостов распределения. Функция распределения также изменится в основном на краевых участках. Такой подход имеет отношение к объекту нашего исследования: если функции распределения «мгновенных» значений M_C будут близки для карт с различными радиусами R сканирующих кругов, это будет означать, что одна карта (с большим R) может быть получена из другой (с меньшим R) путем сглаживания и ценой потери детальности.

И действительно, функции распределения для $R = 100$ км и $R = 200$ км очень близки, в отличие от функции распределения для $R = 50$ км (рис. 8), которая фактически сдвинута по оси M на ≈ 0.5 в сторону меньших величин. Предлагается объяснение такого результата, не противоречащее другим вышеприведенным на рисунках и в тексте фактам. При больших значениях R элементарный круг включает в себя пространственные объекты, характеризующиеся различающимися наклонами графика повторяемости, что приводит к искусственно завышенным значениям M_C , аналогично ситуации с временным ходом (рис. 4). Это и проис-

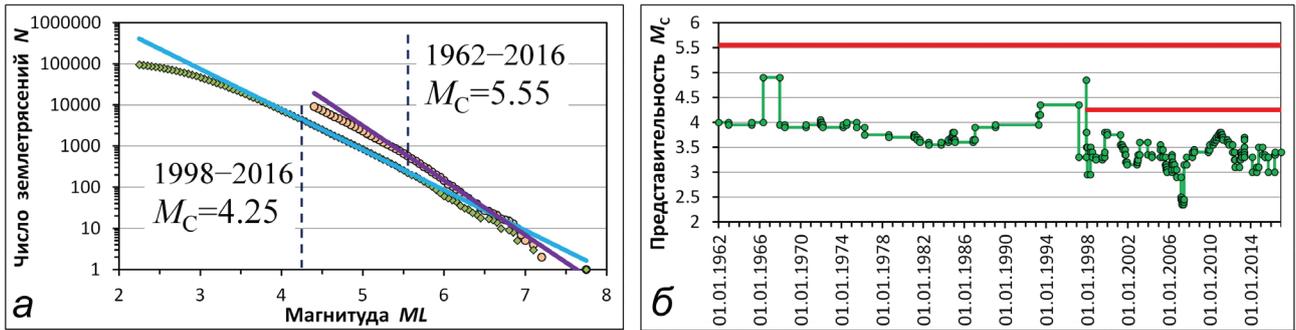


Рис. 5. Представительность каталога землетрясений зоны ответственности Камчатского филиала ФИЦ ЕГС РАН. Графики повторяемости землетрясений в 1962–2018 и 1998–2016 гг. (а). Временной ход представителности землетрясений (б). Горизонтальные отрезки отмечают представителность M_C в целом за 1962–2016 гг. и 1998–2016 гг. Скользящее окно содержит 1000 землетрясений представителного уровня.

Fig. 5. The representativity of the earthquake catalog for the area of responsibility of the Kamchatka branch of GS RAS. G-R graphs for earthquakes over the periods 1962–2018 and 1998–2016 (a); The time dependence of the representativity magnitude (b). Horizontal segments mark the representiveness of the M_C as a whole for 1962–2016 and 1998–2016. The running window contains 1000 earthquakes with $M \geq M_C$.

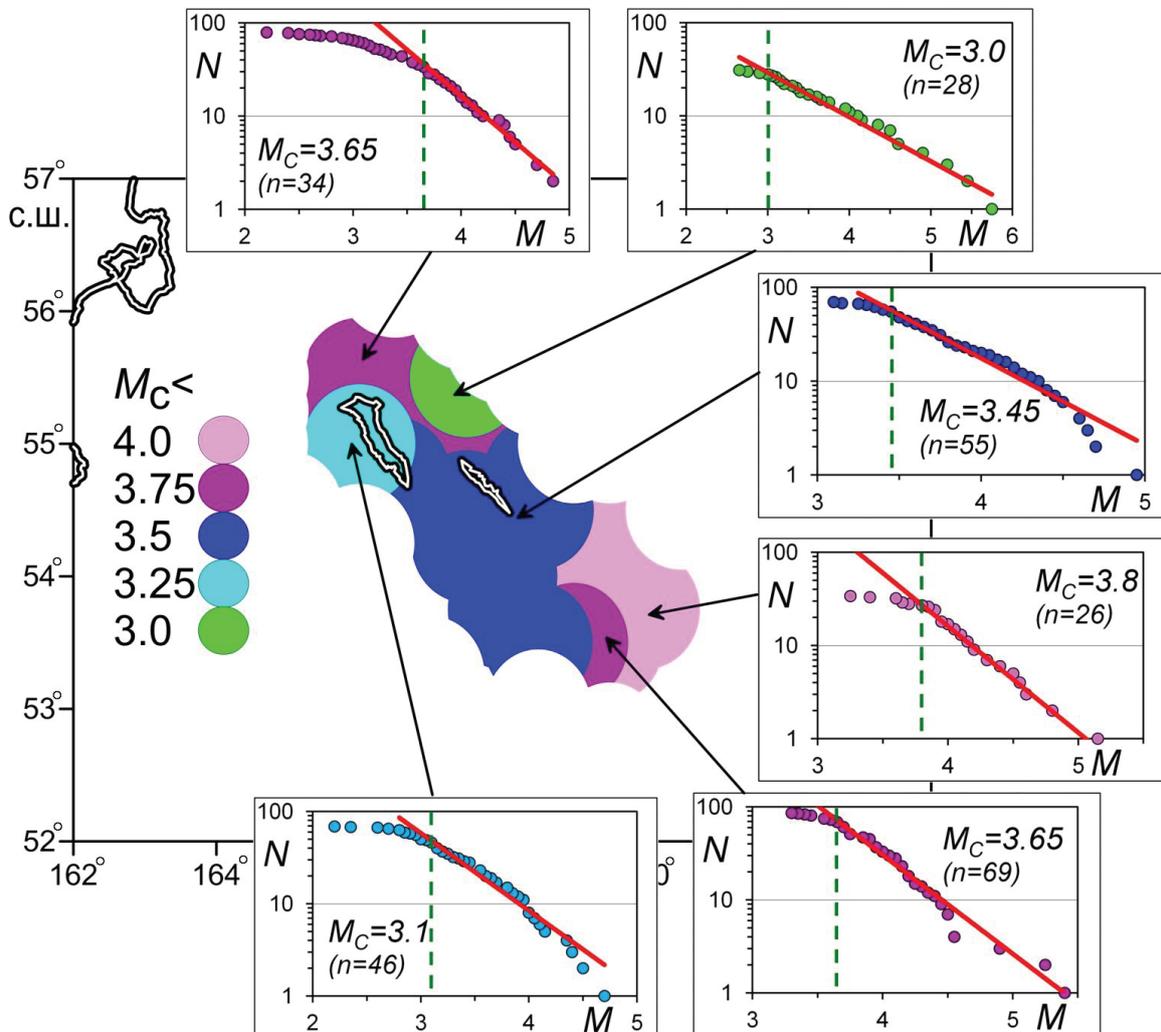


Рис. 6. Пространственное распределение представителности M_C афтершоков Ближне-Алеутского землетрясения $M7.8$. Стрелки указывают положение центра единичного круга, для которого построен кумулятивный график числа землетрясений. Вертикальные линии отмечают уровень представителности. На графиках указаны значение представителности M_C и число представителных землетрясений n .

Fig. 6. The spatial distribution of the representativity magnitude M_C for aftershocks of the $M7.8$ Near-Aleutian earthquake. Arrows indicate the position of the center of the unit circle, for which a cumulative G-R graph of the number of earthquakes has been constructed. Vertical lines mark the representativity level.

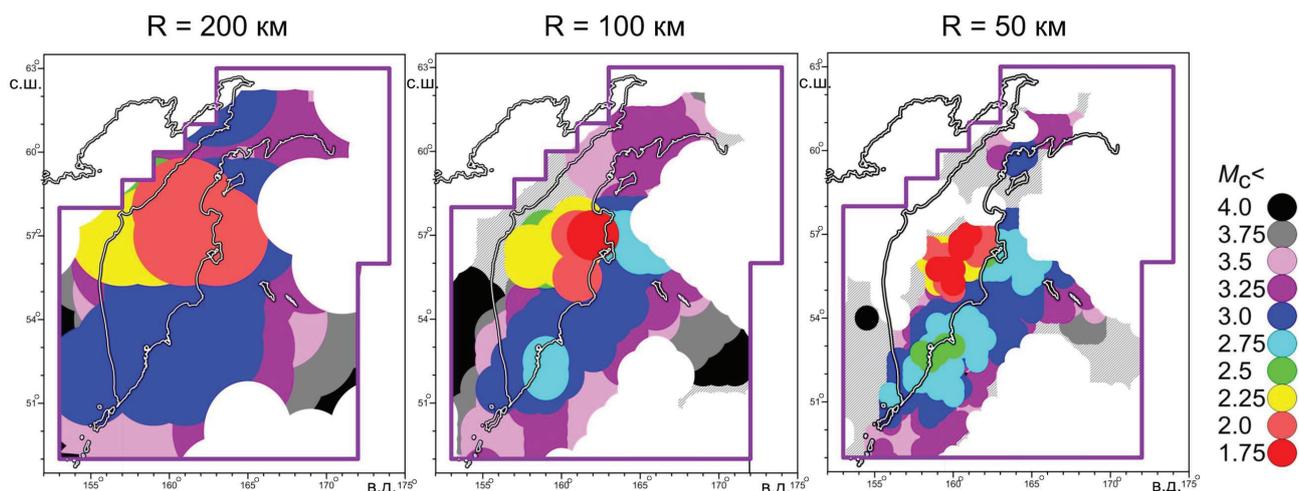


Рис. 7. Пространственное распределение представительности M_C в 2012–2016 гг. в зоне ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН (отмечена многоугольником), полученное в результате сканирования кругами указанного над рисунком радиуса R .

Fig. 7. Spatial distribution of the representativity magnitude M_C over the period 2012–2016 in the area of responsibility of the Kamchatka Branch of GS RAS (marked with the *polygon*), obtained as a result of circular scanning with specified radius R .

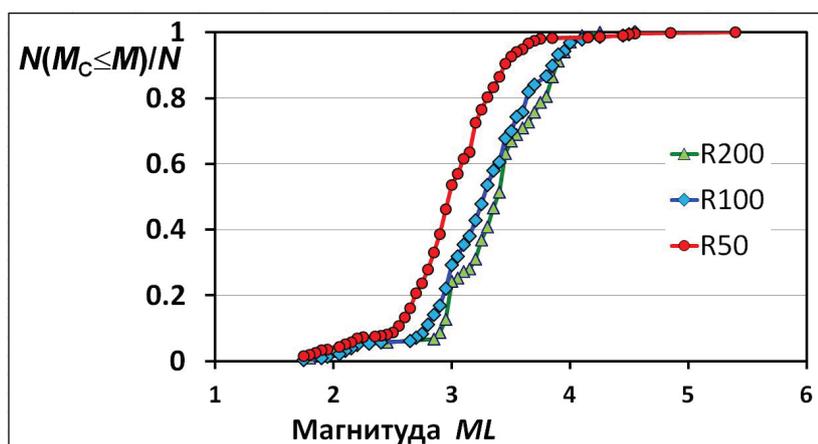


Рис. 8. Функция распределения значений представительности M_C , полученных при сканировании зоны ответственности КФ ФИЦ ЕГС РАН элементарными кругами радиусом $R = 50, 100$ и 200 км (по данным каталога за 2012–2016 гг.).

Fig. 8. The distribution function of the representativity magnitude M_C obtained by scanning of the area of responsibility of the Kamchatka Branch GS RAS with elementary circles of radius $R = 50, 100$ and 200 km (according to the 2012–2016 catalog).

ходит при $R = 100$ км и $R = 200$ км. А с уменьшением R (в нашем случае — при $R = 50$ км) можно ожидать, что элементарный круг будет захватывать лишь пространства с одинаковым (или близким) значением b -value, а полученные значения M_C будут ближе к истинным.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Приведенные в работе результаты позволяют сделать вывод, что представительность выборки из каталога землетрясений не может быть определена исходя из однократного формального определения по известным формулам и используя сразу весь пространственно-временной объем выборки. В противном случае полученные оценки будут искусственно завышены.

Статья ориентирована именно на обозначение проблемы корректного выбора про-

странственно-временного размера области, анализируемой в целях оценки представительности. При всем желании предъявить сразу соответствующие рекомендации стоит признать, что это невозможно по ряду причин. Автор предполагает, что выявление «болезни» и постановка «диагноза» важны сами по себе. Именно этому этапу исследования и посвящена статья.

Предлагается связать обнаруженные искажения представительности каталога землетрясений с наличием в анализируемом временном или пространственном множестве землетрясений подмножеств с различающимися величинами наклона графика повторяемости. В таком случае известный в сейсмологии факт, что наклон графика повторяемости b -value не является мировой константой и меняется во времени и пространстве, следует учитывать при оценке реальной представительности каталога землетрясений для больших пространственно-временных объектов.

Одним из направлений усовершенствования методики расчета представительности M_c является определение характерных пространственно-временных масштабов вариаций b -value, на основании чего можно будет выработать рекомендации по выбору параметров сканирования для оценки представительности.

Работа выполнена в рамках Госзадания ФИЦ ЕГС РАН (НИР № 0152-2018-006 «Проведение непрерывного сейсмологического, геофизического и геодинамического мониторинга на глобальном, федеральном и региональном уровнях, разработка и внедрение новых технологий обработки и системного анализа больших объемов сейсмологических и геофизических данных»).

Список литературы [References]

- Волович О.Г., Салтыков В.А.* Программа оценки представительности каталога землетрясений // Проблемы комплексного геофизического мониторинга Дальнего Востока России. Труды Шестой научно-технической конференции. Петропавловск-Камчатский, 1–7 октября 2017 г., Обнинск: ФИЦ ЕГС РАН, 2017. С. 343–347 [*Volovich O.G., Saltykov V.A.* Program for assessing the completeness of the earthquake catalog // Problems of Integrated Geophysical Monitoring of the Russian Far East. Proceedings of the 6-th Scientific and Technical Conference Petropavlovsk-Kamchatsky, October 1–7, 2017. Obninsk: GS RAS, 2017. P. 343–347 (in Russian)].
- Гордеев Е.И., Гусев А.А., Левина В.И. и др.* Мелкофокусные землетрясения п-ова Камчатка // Вулканология и сейсмология. 2006. № 3. С. 28–38 [*Gordeev E.I., Gusev A.A., Levina V.I. et al.* Shallow earthquakes in the Kamchatka Peninsula // Volcanology and Seismology. 2006. № 3. P. 28–38].
- Землетрясения России в 2016 году. Обнинск: ФИЦ ЕГС РАН, 2018. 212 с. [Earthquakes of Russia in 2016. Obninsk: GS RAS, 2018. 212 p.].
- Камчатский филиал ФИЦ ЕГС РАН. Каталог землетрясений Камчатки и Командорских островов (1962 г. – наст. вр.) <http://sdis.emsd.ru/info/earthquakes/catalogue.php> [Kamchatka Branch of Geophysical Survey of RAS. Seismological Data Information Center. <http://sdis.emsd.ru/info/earthquakes/catalogue.php>].
- Куллдорф Г.* Введение в теорию оценивания по группированным и частично группированным выборкам. М.: Физматлит, 1966. 176 с. [*Kulldorff G.* Contributions to the Theory of Estimation from Grouped and Partially Grouped Samples. Stockholm: Almqvist and Wiksell, 1961. 144 p.].
- Лукк А.А., Попандопуло Г.А.* Надежность определения параметров распределения Гутенберга–Рихтера для слабых землетрясений Гармского района в Таджикистане // Физика Земли. 2012. № 9–10. С. 31–55 [*Lukk A.A., Popandopoulos G.A.* Reliability of determining the parameters of Gutenberg–Richter distribution for weak Earthquakes in Garm, Tajikistan // Izvestiya. Physics of the Solid Earth. 2012. V. 48. № 9–10. P. 698–720].
- Писаренко В.Ф.* О законе повторяемости землетрясений // Дискретные свойства геофизической среды / Отв. ред. М.А. Садовский М.: Наука, 1989. С. 47–60 [*Pisarenko V.F.* On the law of recurrence of earthquakes // Diskretnyye svoystva geofizicheskoy sredy. M.: Nauka, 1989 / Ed. M.A. Sadovsky. P. 47–60 (in Russian)].
- Смирнов В.Б.* Прогностические аномалии сейсмического режима. Методические основы подготовки исходных данных // Геофизические исследования. 2009. Т. 10. № 2. С. 7–22 [*Smirnov V.B.* Prognostic anomalies of seismic regime. I. Technique for preparation of original data // Geophysical Research. 2009. T. 10. № 2. P. 7–22 (in Russian)].
- Федотов С.А.* Энергетическая классификация Курило-Камчатских землетрясений и проблема магнитуд. М.: Наука, 1972. 117 с. [*Fedotov S.A.* Energy classification of Kuril-Kamchatka earthquakes and magnitude problem. Moscow, Nauka. 1972. 117 p. (in Russian)].
- Чебров Д.В., Кугаенко Ю.А., Абубакиров И.Р. и др.* Ближне-Алеутское землетрясение 17.07.2017 г. с $M_w = 7.8$ на границе Командорской сейсмической брешии // Вестник КРАУНЦ. Науки о Земле. 2017а. № 3. Вып. 35. С. 22–25. [*Chebrov D.V., Kugaenko Yu.A., Abubakirov I.R. et al.* The July 17th, 2017 Nizhne-Aleutian Earthquake with $M_w = 7.8$ on the border of the Komandor seismic gap (Western part of the Aleutian arc) // Vestnik KRAUNTs. Nauki o Zemle. 2017a. № 3(35). P. 22–25 (in Russian)].
- Чебров Д.В., Кугаенко Ю.А., Ландер А.В. и др.* Южно-Озерновское землетрясение 29.03.2017 г. с $MW = 6.6$, $KS = 15.0$, $I = 6$ (Камчатка) // Вестник КРАУНЦ. Науки о Земле. 2017б. № 3. Вып. 35. С. 7–21. [*Chebrov D.V., Kugaenko Yu.A., Lander A.V. et al.* The March 29th, 2017 Earthquake with $KS = 15.0$, $MW = 6.6$, $I = 6$ in Ozernoy Gulf (Kamchatka) // Vestnik KRAUNTs. Nauki o Zemle. 2017b. № 3(35). P. 7–21 (in Russian)].
- Gutenberg B., Richter C.F.* Seismicity of the Earth and Associated Phenomena. Princeton University Press, Princeton, NJ, USA. 1954. 310 p.
- Mignan A., Woessner J.* Estimating the magnitude of completeness for earthquake catalogs // Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis. 2012. <https://doi.org/10.5078/corssa-00180805>. Available at <http://www.corssa.org>.

САЛТЫКОВ

**POSSIBLE PROBLEMS OF EVALUATION OF SPATIAL-TEMPORAL FEATURES
OF EARTHQUAKE CATALOG REPRESENTATIVITY:
CASE STUDY FOR THE KAMCHATKA CATALOG OF GEOPHYSICAL SURVEY OF RAS**

V.A. Saltykov

*Kamchatka Branch of Geophysical Survey of RAS, Petropavlovsk-Kamchatsky, Russia, 683006;
e-mail: salt@emsd.ru*

The completeness of the catalog, understood as the magnitude threshold from which earthquakes are recorded without gaps, is usually determined by the linear part of the magnitude-frequency relationship in accordance with the Gutenberg-Richter law. The article provides examples of an incorrect estimate of the completeness of the Kamchatka earthquake catalog. The author used the earthquake catalog of the Kamchatka branch of the Geophysical Survey RAS. The article shows that the value of this underestimation cannot be explained by the peculiarities of the earthquake registrations and further processing at various stages of the development of the Kamchatka network. The formal assessment of large spatial or temporal samples from the catalog gives a significant underestimation of the real representativity of the catalog. This effect is associated with spatio-temporal variations of b-value.

Keywords: Kamchatka, representativity of catalog, b-value, Gutenberg-Richter Law.