

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/273850094>

Unified scaling theory of seismicity structure: statistical approach (In Russian: Единая теория подобия структуры сейсмичности: статистический подход)

Book · January 2010

CITATIONS

0

READS

198

1 author:

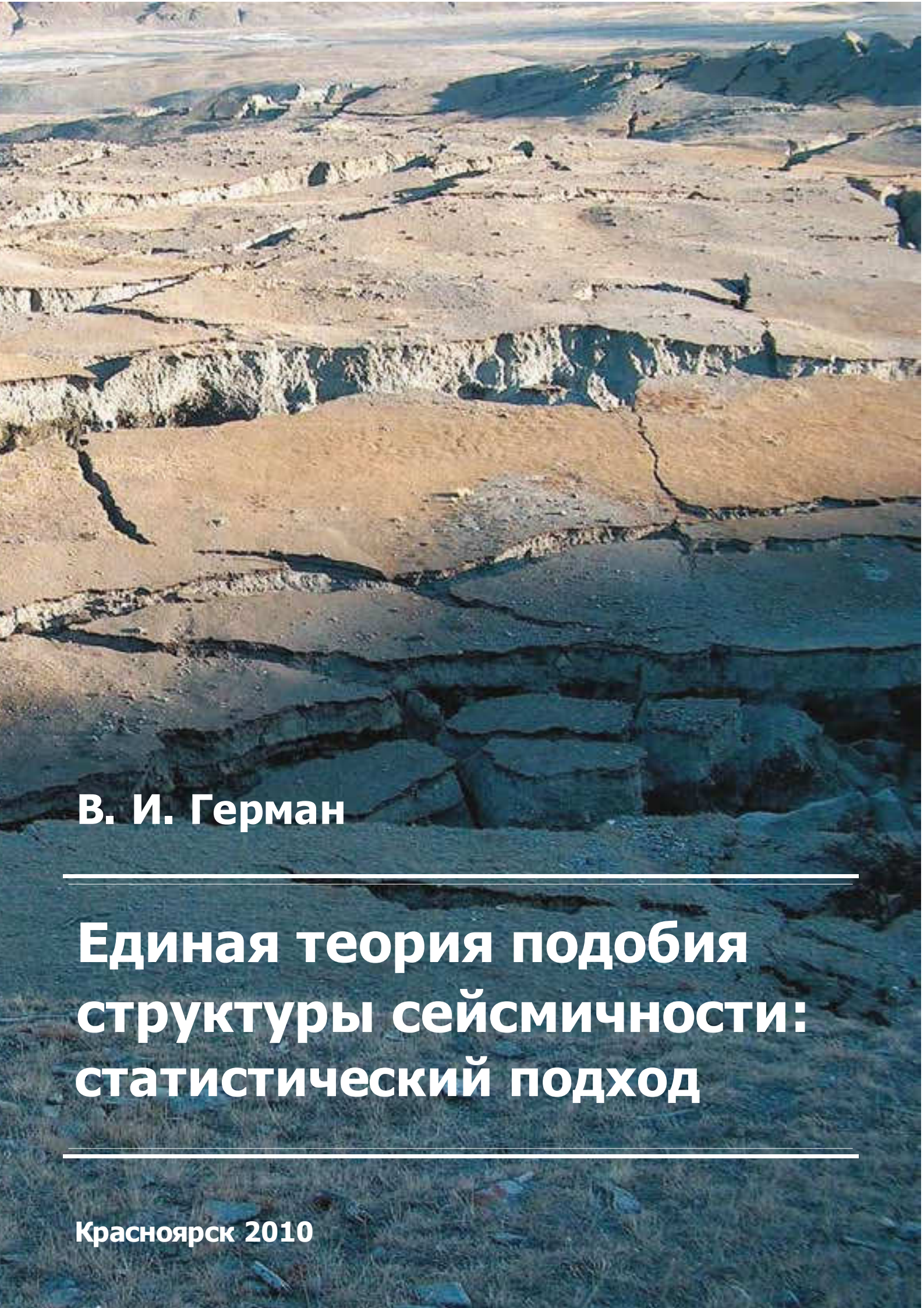


[Victor I. German](#)

Krasnoyarsk Research Institute of Geology and Mineral, Russia, Krasnoyarsk

21 PUBLICATIONS 46 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



В. И. Герман

**Единая теория подобия
структуры сейсмичности:
статистический подход**

Красноярск 2010

Министерство образования и науки Российской Федерации
Сибирский государственный аэрокосмический университет имени
академика М. Ф. Решетнева

В. И. Герман

ЕДИНАЯ ТЕОРИЯ ПОДОБИЯ СТРУКТУРЫ СЕЙСМИЧНОСТИ

СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД

Монография

Красноярск 2010

УДК 550.34
ББК 26.21
Г38

Рецензенты:

доктор технических наук А. В. ЛЕОНТЬЕВ
(Институт горного дела Сибирского отделения
Российской академии наук);

доктор геолого-минералогических наук, профессор С. И. ШЕРМАН
(Институт земной коры Сибирского отделения
Российской академии наук)

Печатается по решению редакционно-издательского совета университета

Герман, В. И.

Г38 Единая теория подобия структуры сейсмичности: статистический подход / В. И. Герман ; Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. – Красноярск, 2010. – 80 с.

ISBN 978-86433-457-7

Представлена теория масштабирования функций распределения временных и пространственных характеристик в сейсмологии, соответствующая предположению о подобии структуры сейсмичности в разных энергетически-пространственно-временных интервалах, физическим обоснованием которого является единый механизм процесса разрушения горных пород. Разработаны общие математические методы масштабирования, а также проведена проверка эффективности его применения. Установлены взаимосвязи между теорией масштабирования и другими подходами, существующими в настоящее время. Предложена формализованная методика прогноза сильных сейсмических событий на основе анализа пространственно-временного распределения зарегистрированной ранее сейсмичности.

Монография предназначена для сейсмологов, специалистов, занимающихся изучением разрушения структурированных гетерогенных сред, а также для всех интересующихся применением статистических методов исследования.

УДК 550.34
ББК 26.21

ISBN 978-5-86433-457-7

© Сибирский государственный аэрокосмический университет имени академика М. Ф. Решетнева, 2010
© Герман В. И., 2010

ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие	5
1. Основные закономерности возникновения сейсмических событий	7
2. Свойства структуры сейсмичности	14
2.1. Теория самоподобия распределения пространственных и временных характеристик в сейсмологии	14
2.1.1. Основное условие самоподобия структуры сейсмичности	16
2.1.2. Общее выражение для коэффициента масштабирования функций распределения характеристик сейсмичности	18
2.1.3. Модель ускоренных испытаний	18
2.1.4. Закон Гутенберга–Рихтера и масштабирование сейсмологических характеристик	20
2.1.5. Соотношения между различными подходами к масштабированию функций распределения характеристик сейсмичности	22
2.2. Экспериментальная проверка выполнения свойств самоподобия	24
2.2.1. Результаты масштабирования функций распределения характеристик сейсмичности	26
2.2.2. Проверка соответствия данных модели ускоренных испытаний и соотношений между различными коэффициентами масштабирования	33
3. Исследование распределений характеристик сейсмичности	40
3.1. Определение типа распределения для времен ожидания сейсмических событий на разных масштабных уровнях	40
3.2. Связь распределения Вейбулла со свойствами времен ожидания	45
3.3. Определение типа распределения для минимальных расстояний между сейсмическими событиями	48

4. Возможности использования особенностей пространственно-временной структуры сейсмичности для прогноза возникновения сильных сейсмических событий	51
4.1. Разработка формализованной методики прогноза сильных сейсмических событий на основе статистического анализа пространственно-временного распределения сейсмичности	51
4.1.1. Оценка плотности вероятности возникновения сильного сейсмического события	52
4.1.2. Оценка опасности возникновения землетрясений в Алтае-Саянской складчатой области	54
4.1.3. Примеры построения оценок опасности возникновения землетрясений в Алтае-Саянской складчатой области	58
4.2. Использование свойств самоподобия распределений времен ожидания сейсмических событий для прогноза	67
Заключение	70
Библиографические ссылки	72

ПРЕДИСЛОВИЕ

Основными параметрами сейсмического события как природной, так и техногенной природы являются время и место его возникновения, а также его сила. Именно эти параметры определяются при регистрации события и содержатся в каталогах сейсмических событий. Таким образом, особый интерес представляет изучение пространственно-временной и энергетической структуры сейсмичности.

Под *структурой сейсмичности* понимается совокупность относительных частот появления значений той или иной изучаемой характеристики сейсмичности (например, времена ожидания, минимальные расстояния до ближайшего сейсмического события).

В настоящее время широкое распространение получили методы фрактального анализа. В частности, для многих объектов показано, что изменение значений их характеристик при увеличении масштаба рассмотрения подчиняется степенному закону, т. е. структура в данном случае характеризуется всего одним числом – фрактальной размерностью. Существует несколько определений фрактальной размерности, которые дают похожие результаты. Тем не менее большие возможности при исследовании структуры предоставляет применение математического аппарата теории вероятностей и математической статистики. При этом изучение фрактальных свойств характеристики будет являться частным случаем исследования ее распределения. В последнем случае структуру ее значений будут определять параметры распределения, описывающего данную характеристику (хотя возможно и применение непараметрических методов статистического анализа). Тогда она будет рассматриваться как случайная величина, а ее значения – как реализация данной случайной величины.

Существует принципиальная сложность в исследовании структуры сейсмичности. Она связана с многопараметричностью этой структуры, определяемой зависимостью полученных результатов от параметров выбранного для анализа энергетически-пространственно-временного интервала (ЭПВИ). Поэтому одной из основных задач является разработка методов анализа структуры сейсмичности, не чувствительных к изменениям параметров энергетически-пространственно-временного интервала, или нахождение методов их учета. Решение этой задачи основано на наличии у структуры сейсмичности свойств подобия, которые соответствуют извест-

ным фрактальным закономерностям, установленным для характеристик сейсмичности, а также физическим моделям разрушения горных пород.

Следует также отметить, что изучение структуры сейсмичности имеет важное прикладное значение для прогноза землетрясений, горных ударов и обрушений в шахтах. Это обусловлено тем, что большинство известных предвестников данных явлений связаны с аномальными особенностями изменения пространственно-временной и энергетической структуры сейсмичности, предшествующими возникновению сильных сейсмических событий.

Особое внимание в монографии уделяется изучению двух характеристик. Первая характеристика – время ожидания между землетрясениями ΔT , вторая – новый параметр ΔD_{\min} , который является минимальным расстоянием от текущего сейсмического события до ближайшего (в пространстве) события в некотором энергетическо-пространственно-временном интервале. Эти характеристики рассматриваются для различных сейсмоактивных регионов. Распределение характеристик ΔT и ΔD_{\min} позволяет оценить временной интервал до следующего землетрясения и удаленность очередного землетрясения от произошедших ранее. Таким образом, эти характеристики очень важны для оценки сейсмической опасности.

В первой главе монографии рассмотрены физические модели разрушения геосреды и основные известные закономерности возникновения сейсмических событий. Во второй главе описана разработанная автором единая теория подобия структуры сейсмичности и проведена ее экспериментальная проверка. Третья глава посвящена более детальному изучению структуры сейсмичности с определением типа распределений для времен ожидания сейсмических событий и минимальных расстояний между событиями, а также их свойств. В четвертой главе проведен анализ совместного пространственно-временного распределения сейсмичности и дано описание основанной на нем формализованной методики прогноза сильных сейсмических событий. Применение данной методики для территории Алтае-Саянской складчатой области показало ее достаточно высокую эффективность.

В оформлении обложки использована фотография А. А. Еманова (Алтае-Саянский филиал Геофизической службы СО РАН), на которой показан сейсморотационный оползень на водоразделе рек Талтура и Чаган, возникший из-за сейсморазрывов Чуйского (Алтайского) землетрясения (27 сентября 2003, магнитуда $M_s = 7,3$). Автор благодарен профессору, доктору физ.-мат. наук В. А. Мансурову, беседы с которым дали мощный толчок автору в исследовании процесса разрушения геосреды.

Все замечания и предложения, касающиеся монографии, автор просит направлять по адресу: 660014, г. Красноярск, проспект имени газеты «Красноярский рабочий», 31, Сибирский государственный аэрокосмический университет имени академика М. Ф. Решетнева, кафедра высшей математики, или по электронному адресу: germanv@rambler.ru.

1. ОСНОВНЫЕ ЗАКОНОМЕРНОСТИ ВОЗНИКНОВЕНИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ

Сейсмические события за время существования человечества приносили людям большой ущерб. В настоящее время к естественной природной сейсмичности добавилась так называемая техногенная сейсмичность, вызванная воздействием человека на геосреду. В последние десятилетия проблема ущерба от сейсмических событий обостряется в связи с промышленным освоением сейсмоактивных районов и разработкой месторождений глубоко залегающих полезных ископаемых, добыча которых часто сопровождается мощными проявлениями горного давления. Для осуществления превентивных мероприятий по снижению ущерба от таких явлений необходимо вести их прогнозирование, основанное на исследовании закономерностей возникновения сейсмических событий.

Научное изучение сейсмичности и появление сейсмологии как науки следует отнести к рубежу XIX–XX вв., когда были организованы первые сети сейсмических станций. Развернутые в настоящее время сети таких станций позволяют на контролируемом участке горного массива регистрировать упругие волны, излучаемые при образовании в нем разрывов. В результате определяются основные параметры образовавшегося разрыва: время возникновения, координаты, а также соответствующее его образованию энерговыделение, от которого зависит размер этого разрыва. Эти данные заносятся в каталог сейсмических событий.

Однако очевидно, что такой каталог не в полной мере характеризует состояния массива, так как в нем содержится информация не о накоплении упругой энергии на контролируемом участке массива, которая может привести к потере его устойчивости, а о ее выделении. В каталоге фиксируются время и координаты мест с выделением энергии, говорящие о том, что там было накоплено критическое количество энергии и что действующие напряжения перераспределились. Таким образом, содержащиеся в каталоге данные позволяют судить о развитии процесса накопления разрывов в пространстве, во времени и на различных масштабных уровнях. Этот процесс имеет свои закономерности, которые можно понять на основе физических моделей разрушения горной породы. Такие модели были разрабо-

таны на основе анализа процесса подготовки землетрясений, а также лабораторных экспериментов по разрушению образцов пород.

Одной из наиболее популярных и обоснованных моделей разрушения горной породы в настоящее время является двухстадийная модель развития разрушения гетерогенных материалов, в том числе горных пород, разработанная группой В. С. Куксенко и В. А. Петрова в Физико-техническом институте имени А. Ф. Иоффе РАН [17; 31; 40]. Она базируется на кинетическом подходе к рассмотрению прочности твердых тел [20; 21; 49; 68], экспериментальных и теоретических результатах исследований закономерностей трещинообразования [29; 43; 44]

Согласно двухстадийной модели, структурная неоднородность материала приводит к неравномерному распределению приложенной внешней нагрузки. В результате этого появляются области, вероятность разрушения которых выше средней для всего тела. Возникающие при разрушении таких случайно распределенных в пространстве объемов трещины / разрывы стабилизируются на границах гетерогенности структуры. Таким образом, первая стадия процесса заключается во множественном дисперсном накоплении невзаимодействующих трещин, размер которых определяется рангом структурной неоднородности J . В процессе накопления дефектов их концентрация в некоторой области случайным образом может превышать среднее для всего тела значение. На второй стадии при локальном достижении трещинами в данной области пороговой концентрации, называемой *очагом разрушения*, между трещинами возникает взаимодействие, что в свою очередь стимулирует дальнейшее дефектообразование. В итоге формируются условия, при которых очаговая зона теряет устойчивость, и образуется дефект $J + 1$ ранга, соответствующий следующему размеру гетерогенности.

Если в материале существует иерархия размеров блоков, присущая горным породам, то двухстадийная модель предполагает подобное развитие процесса разрушения на всех имеющихся масштабных уровнях. В исследовании Н. Г. Томилина, посвященном иерархическим свойствам акустической эмиссии при разрушении образца горных пород [69], удалось непосредственно проследить процесс перехода разрушения на два уровня вверх вплоть до полного разрушения. Условия перехода процесса разрушения с одного масштабного уровня на другой вследствие достижения пороговой концентрации дефектов называют концентрационным критерием разрушения твердых тел [14; 25; 29; 60].

Однако в гетерогенных средах двухстадийная модель требует некоторой корректировки. Это связано с наличием начальных трещин, которые

могут иметь существенный разброс по длине [14; 36; 52], а также с неоднородностью нагружения. В результате в различных областях процесс разрушения может находиться на разных стадиях, но общая тенденция к укрупнению трещин должна остаться [31].

Одновременно с двухстадийной моделью разрушения в сейсмологии развиваются схожие с ней представления о подготовке землетрясений в земной коре. Наиболее близка к ней модель лавинно-неустойчивого трещинообразования (ЛНТ), разработанная в Объединенном институте физики Земли имени О. Ю. Шмидта Российской академии наук [38; 41; 62].

В целом основные положения двухстадийной модели разрушения применимы для различных материалов. Но в силу высокой гетерогенности горных пород она имеет для них особое значение. Еще одной важной особенностью разрушаемых участков горного массива/земной коры является их зажатое состояние.

Для исследования процесса разрушения таких гетерогенных сред, как горные породы, горный массив, земная кора, важно учитывать сложившиеся в последнее время представления о них как о иерархических самоорганизующихся системах [3; 6; 51; 61; 70; 74; 94]. Сейсмические события при этом рассматриваются в качестве механизма их перестройки.

Представления о средах, обладающих внутренней структурой, существуют в механике уже давно. При рассмотрении таких сред упор обычно делается на методе осреднения локальных свойств структурного материала. Но при исследовании гетерогенных сред возможности этого метода сильно ограничены тем, что дискретность среды, особенно геофизической, проявляется при любом линейном масштабе [53]. Это означает, что при рассмотрении процессов, идущих в материалах, мы не можем игнорировать их дискретность.

Структура горной породы имеет иерархические особенности, которые связаны с подобием ее строения в большом диапазоне масштабов – от микрометров до тысяч километров [51; 53]. Отношение соседних характерных размеров в этой иерархии варьирует от 2 до 8, что, в частности, согласуется с концентрационным критерием разрушения, дающим теоретическое значение для отношения характерных размеров трещин на соседних масштабных уровнях, равное 2,7 [21; 29; 43; 44].

Геосреда состоит из системы неоднородностей (блоков, отдельных частей), которые взаимодействуют друг с другом и обмениваются энергией в процессе деформации среды. Ее строение имеет определяющее влияние на процессы, идущие в ней: оно обуславливает масштабы проходящих явле-

ний и, вследствие иерархии, их подобие. Процессы в геосреде в первом приближении можно рассматривать как взаимодействие блоков. Вопрос об их устойчивости или неустойчивости следует связывать с образованием разномасштабных неоднородностей, возникающих из-за расчленения крупных блоков на мелкие и консолидации блоков низшего иерархического уровня.

Наиболее обобщенно принцип подобия отображается эмпирическими зависимостями параметров сейсмического процесса от энергии, выделяющейся при разрушении [53; 54], что позволяет рассматривать ее как универсальную шкалу для определения уровней разрушения. Одной из наиболее известных зависимостей является эмпирический закон повторяемости Гутенберга–Рихтера, отражающий связь числа сейсмических событий с энергией, высвободившейся при их реализации:

$$\lg N = -\gamma \lg E + \theta,$$

где N – число разрушений с выделением энергии E ; γ и θ – константы изучаемого участка. Этот закон, по сути, означает, что возникновению трещины любого ранга всегда соответствует определенное количество трещин предыдущего ранга. Это полностью согласуется с концентрационным критерием разрушения и двухстадийной моделью разрушения твердых тел, а также отражает самоподобие сейсмического процесса на различных масштабных уровнях. Обобщение закона Гутенберга–Рихтера с учетом подобия разрушения в пространстве и во времени было проведено в работах [58; 59; 74].

Закон повторяемости впервые был установлен в сейсмологии, а впоследствии он был подтвержден и при исследованиях сейсмичности в шахтах и разрушения образцов горной породы в лабораторных экспериментах [34; 45; 61; 64; 87].

Экспериментально также было установлено существование корреляционных соотношений между объемом области очага разрушения V , размером образующегося разлома (трещины) L и временем его подготовки T от величины упругого энерговыделения при потере очагом устойчивости E [26; 50; 53; 54; 69]:

$$\lg V = \lg E + a,$$

$$\lg L = b \lg E + c,$$

$$\lg T = d \lg E + e.$$

Эти зависимости наиболее полно изучены на примере землетрясений, однако имеются данные об их справедливости и для других масштабов разрушения, в частности для горных ударов. Первая из зависимостей

соответствует линейной связи логарифма выделившейся энергии с логарифмом объема очага разрушения, что говорит о существовании предельной плотности энергии, при достижении которой очаг теряет устойчивость. Второе уравнение во многом вытекает из первого, если предположить, что $L^3 \approx V$, тогда коэффициент b должен иметь значение, близкое к $1/3$ [26]. Последнее выражение, характеризующее время подготовки возникновения сейсмического события T , свидетельствует о том, что сильному разрушению предшествует значительная перестройка среды, что требует большего времени, чем необходимо на подготовку слабого разрушения. Простейшее предположение о линейной связи времени подготовки разрушения и его линейного размера подтверждается значением коэффициента d , приблизительно равным $1/3$ [53].

Приведенные выше зависимости, определяющие размер образующегося разлома (трещины) L и время подготовки соответствующего события T , следует рассматривать в большей степени как качественные. Непосредственно для целей прогноза они мало применимы, поскольку имеют сильные разбросы, часто отклоняясь от ожидаемого значения в два-три раза, а иногда и на порядок, что объясняется различными свойствами среды, напряженно-деформированным состоянием, механизмами возникновения и т. д., в местах формирования очагов сейсмических событий. Тем не менее они чрезвычайно важны для понимания основных особенностей процесса подготовки разрушения и показывают его подобие на разных масштабных уровнях, вызванное единым механизмом перехода с одного уровня на другой. Этот факт позволяет рассматривать исследования, ведущиеся на различных масштабных уровнях при изучении землетрясений и шахтной сейсмичности, а также при разрушении образцов горных пород, как взаимодополняющие друг друга. Можно ожидать, что закономерности, найденные при изучении процесса разрушения горной породы на одном масштабном уровне, будут отмечаться в сходных условиях и на других уровнях.

Следует отметить, что закон Гутенберга–Рихтера имеет фундаментальное значение для сейсмологии. Он лежит в основе долговременных прогнозов возникновения сейсмических событий, в частности при составлении карт общего сейсмического районирования [72], которые являются единственным государственно утвержденным сейсмическим прогнозом.

Закон Гутенберга–Рихтера отражает проявление свойств фрактальности/подобия в выделении энергии при возникновении сейсмических событий. Действительно, согласно этому закону число сейсмических собы-

тий, сопровождающихся энерговыделением E , является степенной функцией этого энерговыделения с показателем, равным $-\gamma$:

$$N = a_E E^{-\gamma}.$$

Показатель γ – это достаточно устойчивая величина, приблизительно равная 0,5 [4; 56; 85]. Отклонения от этой средней величины используются для прогноза землетрясений [22; 24; 46].

Соотношение, подобное закону Гутенберга–Рихтера, широко применяемое в тектонофизике и геологии, установлено и для длины разломов:

$$N = a_L L^{-\gamma_L}.$$

Используя приведенные выше соотношения между объемом области очага разрушения V , размером образующегося разлома (трещины) L и временем его подготовки T от величины упругого энерговыделения при потере очагом устойчивости, можно показать, что логарифм величин V , L и T является линейной функцией логарифма E , а значит и N , т. е. для них также можно записать аналогичные выражения, отражающие уже фрактальные свойства сейсмичности.

Фрактальные свойства сейсмичности наблюдаются и при рассмотрении ее временных и пространственных характеристик. В частности, в [39] исследовались закономерности, свидетельствующие о временном подобии сейсмичности в виде фрактальности: $N \sim T^\alpha$, где N – число событий; T – время наблюдения. Также была найдена иерархия в группировании событий [55]. Эти закономерности подтверждают представления о подобии процесса разрушения в горных породах на разных масштабных уровнях, начиная от микроуровня до сильных землетрясений [3; 44; 45; 51; 53; 61; 70; 80; 81; 94]. В сейсмологии хорошо известен и закон Омори [4; 62], свидетельствующий о том, что после возникновения сильного землетрясения сейсмическая активность вблизи него, т. е. число его афтершоков, с течением времени уменьшается по степенному закону.

Широкое распространение получили представления о фрактальных свойствах пространственной структуры сейсмичности [59; 60; 84], в соответствии с которыми она характеризуется постоянной D_c , называемой корреляционной (фрактальной) размерностью:

$$D_c = \lim_{r \rightarrow 0} \frac{\ln C(r)}{\ln r},$$

где $C(r)$ – корреляционный интеграл:

$$C(r) = \frac{2}{N(N-1)} \sum_k \sum_l H(r - \|r_k - r_l\|);$$

N – общее число событий в рассматриваемой области; $\|r_k - r_l\|$ – расстояние между событиями l и k ; H – функция Хэвисайда:

$$H(x) = \begin{cases} 1 & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

Размерность D_c является характеристикой сгруппированности/кластеризации сейсмических событий.

* * *

Итак, рассмотрение физических моделей разрушения геосреды позволяет утверждать, что существует единый механизм процесса разрушения на различных масштабных уровнях. Этот факт является основой для объяснения подобия структуры сейсмичности в разных энергетически-пространственно-временных интервалах. Его проявлениями, в частности, являются фрактальные закономерности, установленные для энергетических, временных и пространственных характеристик сейсмичности.

2. СВОЙСТВА СТРУКТУРЫ СЕЙСМИЧНОСТИ

Структура сейсмичности, т. е. регистрируемой последовательности сейсмических событий, является основной информацией для понимания физических процессов, идущих в земной коре. Ее изучение является важной научной задачей и необходимо для прогноза сильных сейсмических событий.

2.1. ТЕОРИЯ САМОПОДОБИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ И ВРЕМЕННЫХ ХАРАКТЕРИСТИК В СЕЙСМОЛОГИИ

Для анализа структуры сейсмичности необходимо зафиксировать энергетическо-пространственно-временной интервал (ЭПВИ), который будет определять набор рассматриваемых сейсмических событий. ЭПВИ задается начальными значениями энергии E , координат X и Y , времени T , а также величин их приращения: $E_I, \Delta E_I; X_I, \Delta X_I, Y_I, \Delta Y_I, Z_I, \Delta Z_I; T_I, \Delta T_I$. В дальнейшем ЭПВИ с такими параметрами будем обозначать I .

Вместо параметров E_I и ΔE_I , задающих значения энергии, можно использовать значения магнитуды M_I и ΔM_I . Связь между ними можно выразить в виде $\lg E \text{ (Дж)} = \alpha M + \beta$, где α и β – постоянные. Величину $\lg E \text{ (Дж)}$ принято называть *энергетическим классом*. Для континентальной части России, как правило, используется формула Т. Г. Раутиан $\lg E \text{ (Дж)} = 1,8M + 4,0$ [56].

В качестве основных характеристик сейсмичности в данной монографии рассматриваются времена ожидания между хронологически последовательными сейсмическими событиями в ЭПВИ ΔT (рис. 2.1), а также новая характеристика ΔD_{\min} – минимальное расстояние от текущего события до самого близкого (в пространстве) соседнего события в ЭПВИ (рис. 2.2).

Распределения характеристик ΔT и ΔD_{\min} позволяют оценивать временной интервал до следующего сейсмического события, а также удаление нового события от ранее зарегистрированных в ЭПВИ событий. Поэтому эти характеристики очень важны для оценки сейсмической опасности.

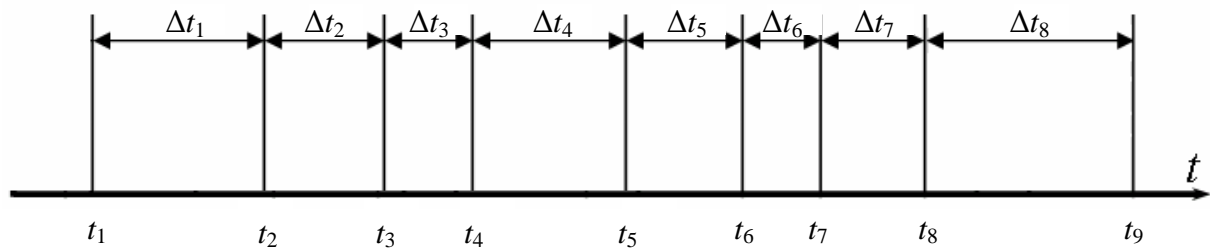


Рис. 2.1. Времена ожидания сейсмических событий Δt (времена возникновения событий отмечены вертикальными линиями)

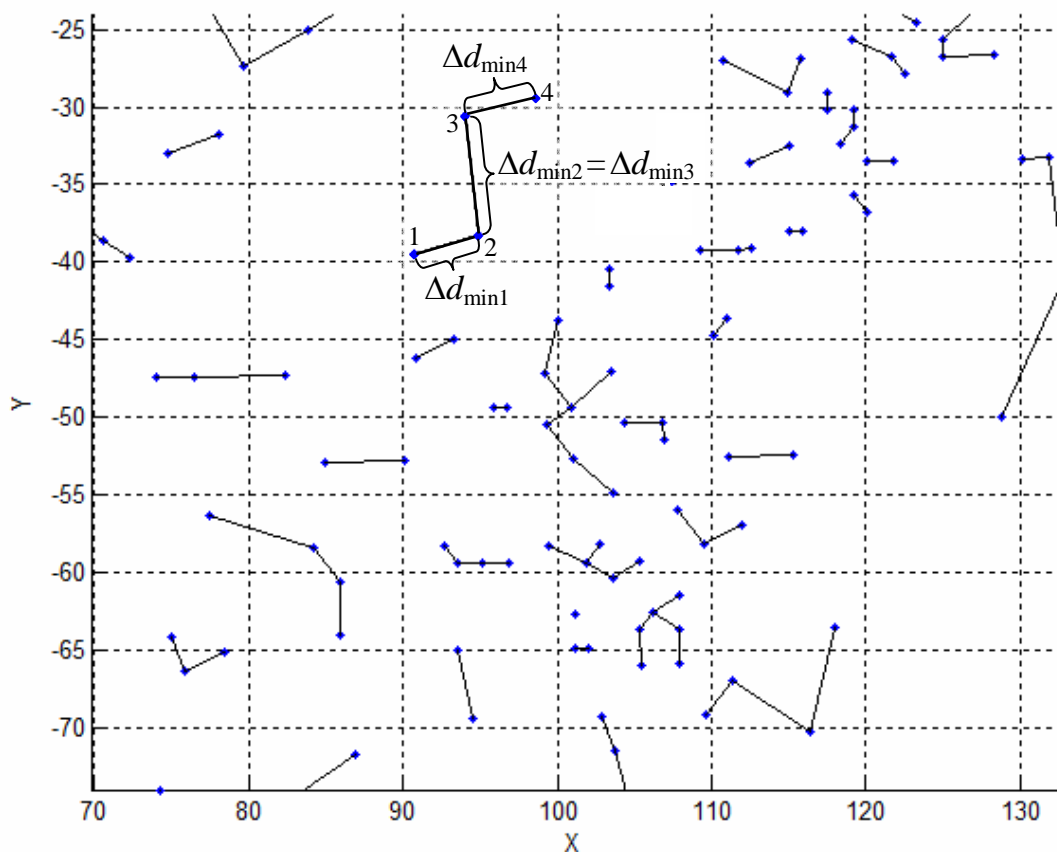


Рис. 2.2. Минимальные расстояния между сейсмическими событиями Δd_{\min} (события обозначены точками, ближайшие события соединены отрезками, их длина соответствует значению Δd_{\min})

Представленные ниже положения могут быть применимы и к другим характеристикам сейсмичности.

Сформулируем далее основное предположение о самоподобии структуры сейсмичности, записанное в терминах функций распределения и плотности распределения, и получим выражения для их коэффициентов масштабирования, удовлетворяющих сделанному предположению. Также рассмотрим модель ускоренных испытаний, позволяющую найти ряд важных закономерностей для характеристик, описываемых масштабируемыми функциями распределения. В заключение на основе закона Гутенберга–Рихтера установим связи между коэффициентами масштабирования и параметрами ЭПВИ, а также между различными подходами к масштабированию характеристик сейсмичности, и сформулируем единую теорию подобия структуры сейсмичности, разработанную автором.

2.1.1. Основное условие самоподобия структуры сейсмичности

Идея самоподобия процесса разрушения в горной породе/земной коре позволяет сформулировать основное предположение о самоподобии сейсмичности следующим образом: сейсмичность в одном ЭПВИ – масштабная версия сейсмичности в другом ЭПВИ. Это подобие не абсолютное, но статистическое, т. е. функция распределения характеристики, рассматриваемой в фиксированном ЭПВИ, является масштабной (сжатой или растянутой по оси ординат) версией базовой функции распределения (рис. 2.3).

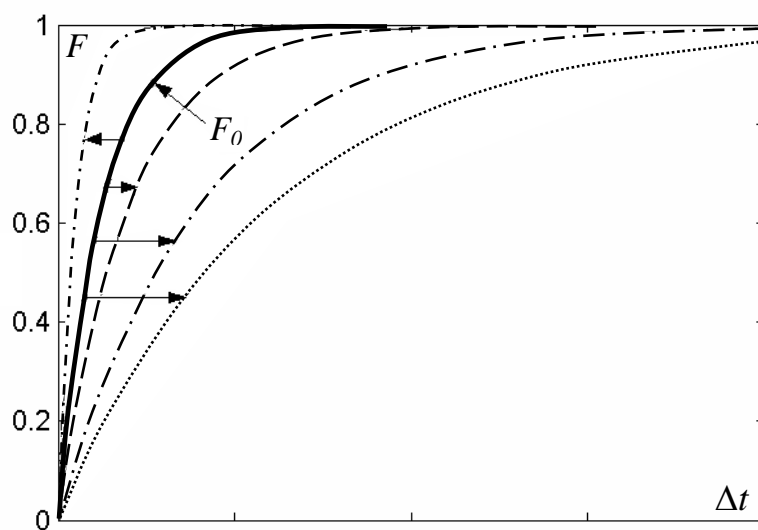


Рис. 2.3. Масштабирование базовой функции распределения временных интервалов F_0

Самоподобие структуры сейсмичности означает, что функции распределения какой-либо характеристики сейсмичности для различных ЭПВИ принадлежат к одному и тому же семейству, отличаясь только масштабным коэффициентом, который учитывает параметры ЭПВИ. В частности, он отражает тот факт, что слабые сейсмические события наблюдаются чаще сильных, а также то, что на более протяженной области и за более продолжительный срок регистрируется большее число сейсмических событий. При этом структура сейсмичности, т. е. соотношение числа относительно малых значений рассматриваемой характеристики к относительно большим, должна оставаться постоянной.

Обозначим случайную величину, соответствующую исследуемой характеристике, через V , а соответствующую ей переменную, являющуюся аргументом функции распределения и функции плотности вероятности, – через v .

При введенных обозначениях основное утверждение самоподобия сейсмичности может быть сформулировано для функции распределения характеристики:

$$F(v | I) = F(v) = F_0(v / \langle v \rangle'), \quad (2.1)$$

или для соответствующей функции плотности вероятности:

$$f(v | I) = f(v) = \frac{dF(v)}{dv} = \frac{f_0(v / \langle v \rangle')}{\langle v \rangle'}, \quad (2.2)$$

где F_0 и f_0 – постоянные функции, не зависящие от ЭПВИ; $\langle v \rangle'$ – коэффициент масштабирования для характеристики v , зависящий от параметров интервала I .

Согласно уравнению (2.1) функция распределения F является масштабной версией функции F_0 (см. рис. 2.1). Таким образом, выражение (2.1) может быть переписано в следующем виде:

$$V = \langle v \rangle' V_0, \quad (2.3)$$

где V_0 – базовая случайная величина, имеющая распределение F_0 , или случайная величина V , для ЭПВИ, которому соответствует коэффициент масштабирования $\langle v \rangle' = 1$. Это означает, что случайная величина $V / \langle v \rangle' = V_0$ имеет постоянную функцию распределения F_0 , не зависящую от масштабного уровня.

Выражения (2.1) и (2.2) означают, что распределение F принадлежит к семейству масштабируемых распределений [28]. Однако заметим, что при этом не налагается никаких ограничений на форму базовой функции распределения F_0 .

Наиболее часто используемые семейства распределений, являющиеся масштабируемыми, – это экспоненциальное, гамма-распределение, Вейбулла и степенное (без ограничения) [28]. Они нашли достаточно широкое распространение при описании времен ожидания между хронологически последовательными событиями в ЭПВИ. Однако в ряде случаев для этих целей применяют логарифмически-нормальное распределение [92 и др.], но оно не является масштабируемым семейством распределений, что не позволяет описывать с его помощью временную структуру сейсмичности ожидания для различных ЭПВИ.

В данной монографии мы будем рассматривать только масштабируемые семейства распределений.

2.1.2. Общее выражение для коэффициента масштабирования функций распределения характеристик сейсмичности

Вычисление математического ожидания от обеих частей уравнения (2.3) показывает, что математическое ожидание случайной величины $V - \langle V \rangle$ для некоторого ЭПВИ пропорционально коэффициенту масштабирования $\langle v \rangle'$:

$$\langle V \rangle = \langle v \rangle' \langle V_0 \rangle = \text{const} \langle v \rangle'. \quad (2.4)$$

Следовательно, для получения функции распределения характеристики F для некоторого ЭПВИ из базовой функции распределения F_0 можно использовать коэффициент масштабирования

$$\langle v \rangle' = \text{const} \langle V \rangle. \quad (2.5)$$

Согласно уравнению (2.5) наравне со случайной величиной $V / \langle v \rangle' = V_0$ безразмерная случайная величина $V / \langle V \rangle$ также будет иметь постоянную функцию распределения, не зависящую от параметров ЭПВИ.

Однако на практике значение математического ожидания $\langle V \rangle$ неизвестно, хотя оно может быть оценено с помощью выборочного среднего характеристики V для выбранного ЭПВИ, которое является его состоятельной, несмещенной и асимптотически эффективной оценкой.

2.1.3. Модель ускоренных испытаний

Представлениям о подобии процесса разрушения на разных масштабных уровнях отвечает также модель ускоренных испытаний [28]. Ее сущность состоит в том, что время жизни объекта для одного значения поясняющей переменной z (которая может быть вектором) за счет соответствующего коэффициента масштабирования $\varphi(z)$, являющегося функцией z ,

сжимается или растягивается по отношению ко времени жизни объекта, соответствующего значению поясняющей переменной $z = z_0$, такой что $\varphi(z_0) = 1$.

В данной монографии принято, что времени жизни объекта соответствует случайная величина V . В качестве поясняющей переменной z следует рассматривать векторную переменную, составленную из параметров ЭПВИ: $E_I, \Delta E_I; X_I, \Delta X_I, Y_I, \Delta Y_I, Z_I, \Delta Z_I; T_I, \Delta T_I$, а коэффициент масштабирования $\varphi(z)$ будет совпадать с величиной $\langle v \rangle'$. В результате эта модель также приводит к выражениям (2.1)–(2.3), где $\langle v \rangle' = \varphi(z) = \varphi(E_I, \Delta E_I; X_I, \Delta X_I, Y_I, \Delta Y_I, Z_I, \Delta Z_I; T_I, \Delta T_I)$ – коэффициент масштабирования.

При логарифмировании выражения (2.3) получаем саму модель:

$$\lg V = \mu_0 + \lg \langle v \rangle' + \varepsilon, \quad (2.6)$$

где $\mu_0 = \langle \lg V_0 \rangle$; $\varepsilon = \lg V_0 - \langle \lg V_0 \rangle$ – случайная величина с нулевым математическим ожиданием и распределением, не зависящим от параметров ЭПВИ [28].

Из модели ускоренных испытаний (см. (2.6)) следует, что распределения $\lg V$ для разных ЭПВИ отличаются только сдвигом. Тогда среднее квадратическое отклонение характеристики V

$$\sigma(\lg V) = \text{const}. \quad (2.7)$$

Более того, если для обеих частей уравнения (2.6) найти математическое ожидание, то в результате получится следующее соотношение:

$$\langle \lg V \rangle = \mu_0 + \lg \langle v \rangle', \quad (2.8)$$

или

$$\langle v \rangle' = 10^{\langle \lg V \rangle - \mu_0} = \text{const} 10^{\langle \lg V \rangle}, \quad (2.9)$$

т. е. величина $10^{\langle \lg V \rangle}$ может использоваться как коэффициент масштабирования и при этом случайная величина $V / 10^{\langle \lg V \rangle}$ должна иметь постоянную функцию распределения, не зависящую от параметров ЭПВИ.

На практике ввиду незнания математического ожидания случайной величины $\lg V$ следует использовать его оценку – выборочное среднее

$$\sum_{i=1}^{N-1} \lg(v_i) / N = \lg\left(\prod_{i=1}^{N-1} v_i\right) / N.$$

Эта оценка обладает свойствами состоятельности и несмещенности.

2.1.4. Закон Гутенберга–Рихтера и масштабирование сейсмологических характеристик

Разделение пространственной области фиксированного ЭПВИ на n ячеек с размером $\Delta L_c \times \Delta L_c$ позволяет найти новое соотношение для среднего значения величины ΔD_{\min} в i -й ячейке:

$$\langle \Delta D_{\min i} \rangle = C(\Delta L_c^2 / N_i)^{d_1}, \quad (2.10)$$

где C – постоянная для рассматриваемого региона; N_i – число событий в i -й ячейке; $\langle N_i \rangle = \sum_i^n N_i / n$ – среднее число в ячейках; параметр $d_1 \approx 2,5$.

Это соотношение свидетельствует о том, что именно размер ячейки и количество событий в ней определяют среднее минимальное расстояние между этими событиями. В то же время очевидно, что для времен ожидания соответствующее соотношение с разбиением временного интервала на ячейки размером ΔT_I имеет вид

$$\langle \Delta T_i \rangle = \Delta T_I / N_i. \quad (2.11)$$

Таким образом, если характеристике V соответствует время ожидания ΔT или расстояние ΔD_{\min} , то связь между средним значением данной характеристики $\langle V_i \rangle$ в i -й ячейке и числом событий в ней N_i задается выражением

$$\langle V_i \rangle = 1/(UN_i^p), \quad U = \text{const}. \quad (2.12)$$

Согласно (2.4) и (2.5) величину $\langle V_i \rangle$ можно использовать для масштабирования распределений характеристик V_i , полученных для различных ячеек. А из соотношения (2.12) следует, что для этих же целей можно использовать величину N_i^{-p} .

В случае если вся охватываемая ЭПВИ пространственная область рассматривается как одна ячейка ($n = 1$), выражение (2.12) можно записать в виде

$$\langle V \rangle = 1/(UN_I^p), \quad U = \text{const}, \quad (2.13)$$

где N_I – общее число сейсмических событий в ЭПВИ. Для временных интервалов ΔT оно имеет особенно очевидный вид:

$$\langle \Delta T \rangle = \Delta T_I / N_I, \quad (2.14)$$

(в данном случае $U = 1/\Delta T_I$, а $p = 1$). Выражение (2.14) позволяет получить вариант масштабирования распределений времен ожиданий, рассмотрен-

ный в [77], где величина $\Delta T_I / N_I$ была использована в качестве масштабного коэффициента.

Уравнение (2.13) может применяться для масштабирования характеристики V , поскольку оно связывает коэффициент масштабирования $\langle V \rangle$ с параметрами ЭПВИ через закон Гутенберга–Рихтера, согласно которому для фиксированной пространственной области

$$\begin{aligned} N_I &= A(X_I, Y_I, Z_I, T_I) 10^{-bM_I} (1 - 10^{-b\Delta M_I}) \Delta T_I = \\ &= k_1 A(X_I, Y_I, Z_I, T_I) E_I^{-\gamma} (1 - [(E_I + \Delta E_I) / E_I]^{-\gamma}) \Delta T_I, \end{aligned} \quad (2.15)$$

где $A(X_I, Y_I, Z_I, T_I)$ – сейсмическая активность; $k_1 = \text{const}$; характерное значение параметра b для землетрясений равно 0,9, $\gamma = 0,5$ (здесь учтено, что $\lg E$ (Дж) = $\alpha M + \beta$). В большинстве случаев ΔE_I и E_I изменяются вместе таким образом, что $\Delta E_I = \text{const } E_I$.

Для учета зависимости числа событий в ЭПВИ от его параметров запишем закон Гутенберга–Рихтера в обобщенном виде:

$$\begin{aligned} \langle N_i \rangle &= A_1(X_I, Y_I, Z_I, T_I) 10^{-bM_I} (1 - 10^{-b\Delta M_I}) \Delta L_c^d \Delta T_I = \\ &= k_2 A_1(X_I, Y_I, Z_I, T_I) E_I^{-\gamma} (1 - [(E_I + \Delta E_I) / E_I]^{-\gamma}) \Delta L_c^d \Delta T_I \end{aligned} \quad (2.16)$$

Таким образом, принимая во внимание соотношения (2.5) и (2.12), коэффициент масштабирования $\langle v \rangle'$ можно записать через параметры ЭПВИ.

В случае фиксированного пространственно-временного интервала и фиксированного отношения ΔE_I к E_I (или ΔM_I) выражение (2.15) может быть представлено следующим образом:

$$N_I = \text{const } 10^{-bM_I} = \text{const } E_I^{-\gamma} \quad (2.17)$$

В результате соотношение (2.8) с учетом коэффициента масштабирования

$$\langle v \rangle' = \text{const } \langle V \rangle = \text{const } / (UN_I^p) = \text{const } 10^{pbM_I} = \text{const } E_I^{p\gamma}, \quad (2.18)$$

полученное из выражений (2.5), (2.13) и (2.17), будет записано в виде

$$\langle \lg V \rangle = p\gamma \lg E_I + \delta_{E_0} = pbM_I + \delta_{M_0} \quad (2.19)$$

где δ_{E_0} и δ_{M_0} – постоянные. Иными словами, среднее значение логарифма рассматриваемой характеристики должно линейно зависеть от начального значения магнитудного интервала M_I либо от логарифма начального значения энергетического интервала $\lg E_I$.

2.1.5. Соотношения между различными подходами к масштабированию функций распределения характеристик сейсмичности

В пп. 2.1.2–2.1.4 было определено, что в качестве коэффициента масштабирования функций распределения характеристик сейсмичности для разных ЭПВИ могут быть использованы величины $\langle V \rangle$, $10^{\langle \lg V \rangle}$. Обе они пропорциональны базовому коэффициенту масштабирования $\langle v \rangle'$, и поэтому они должны быть пропорциональны друг другу. В случае временных интервалов ΔT при фиксировании ΔT_I в качестве масштабного коэффициента можно применять величину $1/N_I$, а при фиксировании пространственно-временного интервала и отношения ΔE_I к E_I (или ΔM_I) – величины E_I^γ или 10^{bM_I} .

Таким образом, проверка самоподобия распределений характеристик сейсмичности, или совпадения масштабированных функций распределения, в простейшем случае заключается в построении соответствующих масштабированных функций распределения для разных ЭПВИ, которые должны совпадать, хотя при этом возможны некоторые отклонения, связанные со стохастической природой исследуемых зависимостей. Применение статистических критериев (например, критерия Смирнова [48]) позволяет проверить значимость этих отклонений. Для проверки самоподобия распределений следует также рассмотреть линейность связи между различными коэффициентами масштабирования и выполнение свойств модели ускоренных испытаний: постоянства среднего квадратического отклонения $\lg V$, линейности математического ожидания $\lg V$ относительно логарифма масштабирующего коэффициента или в случае постоянства пространственно-временного интервала и ΔM_I – относительно логарифма энергетического класса $K = \lg E$ (Дж) или магнитуды M .

В ряде исследований, например в [76; 77; 78; 79; 96], встречается масштабирование не отдельных функций распределений случайной величины V , а смеси из функций плотности распределения $f_\Sigma(v)$. В качестве величины V в них рассматриваются времена ожидания сейсмических событий. При этом вся пространственная область ЭПВИ разбивается регулярной сеткой на ячейки размером $\Delta L_c \times \Delta L_c$ (возможно также рассмотрение случая с разбиением ЭПВИ временной сеткой на ячейки размером ΔT_c или энергетической сеткой с шагом ΔE_c).

Обозначим плотность распределения случайной величины V_i в i -й ячейке через $f_i(v)$. Тогда $f_\Sigma(v)$ будет являться смесью функций плотности распределений $f_i(v)$ в ячейках и определяться как

$$f_\Sigma(v) = \frac{\sum_{i=1}^n N_i f_i(v)}{N_I} = \frac{\sum_{i=1}^n N_i f_i(v)}{n \langle N_i \rangle} = \frac{\sum_{i=1}^n (N_i / \langle N_i \rangle) f_i(v)}{n}. \quad (2.20)$$

Если учесть (2.2) и (2.12), то (2.20) примет вид

$$\begin{aligned} f_\Sigma(v) &= \frac{\sum_{i=1}^n (N_i / \langle N_i \rangle) (UN_i^p) f_0(UN_i^p v)}{n} = \\ &= \frac{1}{n} U \langle N_i \rangle^p \sum_{i=1}^n \left(\frac{N_i}{\langle N_i \rangle} \right)^{p+1} f_0 \left(\left(\frac{N_i}{\langle N_i \rangle} \right)^p U \langle N_i \rangle^p v \right) \end{aligned} \quad (2.21)$$

Введем также следующие обозначения: $\varphi = 1 / (U \langle N_i \rangle^p)$ и $R_i = N_i / \langle N_i \rangle$. Тогда

$$f_\Sigma(v) = \frac{\varphi^{-1} \sum_{i=1}^n R_i^{p+1} f_0(R_i^p v / \varphi)}{n}. \quad (2.22)$$

Полученная сумма является средней величиной, или оценкой математического ожидания величины $\{\varphi^{-1} R_i^{p+1} f_0(R_i^p v / \varphi)\}$, которая в свою очередь является функцией i или R_i . Более того, тип функции плотности распределения величины R_i стабилен для каждого вида сетки (обозначим ее $f_r(r)$), что было показано на примере сейсмических данных Южной Калифорнии в работе [76]. Для большого значения n суммирование можно заменить интегрированием. В результате получим следующее выражение (в этом случае диапазон R_i оценивается как $[0, \infty)$):

$$f_\Sigma(v) = \varphi^{-1} \int_0^\infty r^{p+1} f_0(r^p v / \varphi) f_r(r) dr = \varphi^{-1} f_{0C}(v / \varphi). \quad (2.23)$$

Последний результат означает, что возможно масштабирование смеси функций плотности распределения $f_\Sigma(v)$. В этом случае коэффициентом масштабирования будет величина $\varphi = 1 / (U \langle N_i \rangle^p)$.

Если в качестве случайной величины V рассматривается характеристика ΔT , то параметр $\varphi = \Delta T_I / \langle N_i \rangle$ (в таком виде он был использован в [78]). Если в этом качестве принимается величина ΔD_{\min} , то тогда $\varphi = C(\Delta L_I^2 / \langle N_i \rangle)^{d_1}$. При этом φ может быть выражен через параметры M_I , ΔM_I , ΔL_I , T_I , ΔT_I , поскольку величина $\langle N_i \rangle$ связана с ними через закон Гутенберга–Рихтера (2.16). В частности, масштабирование характеристики

ΔT с $\varphi = 10^{bM_I} / \Delta L_c^d$ было рассмотрено в [76], где были получены схожие между собой функции плотности распределения. В этой же работе была сделана проверка выполнения выражения (2.23) для времен ожидания сейсмических событий ΔT , показавшая возможность его применения и в этом случае.

Связь между различными подходами к масштабированию функций плотности распределения установлена на основании выражения (2.23):

$$f_{\Sigma}(v) = \varphi^{-1} f_{0C}(v/\varphi) = v^{-1}(v/\varphi) f_{0C}(v/\varphi) = v^{-1} f_{0B}(v/\varphi), \quad (2.24)$$

$$f_{0B}(v/\varphi) = (v/\varphi) f_{0C}(v/\varphi), \quad (2.25)$$

где $f_{0B}(v/\varphi)$ – плотность вероятности, аналогичная использованной в [96] при рассмотрении времен ожидания сейсмических событий ΔT . Из вывода выражения (2.24) следует, что полученное в [96] затухание плотности $f_{\Sigma}(v)$, пропорциональное Δt^{-1} (частный случай v^{-1} в (2.24)), никак не связано с законом уменьшения афтершоковой активности Ф. Омори [4; 62; 64].

2.2. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНАЯ ПРОВЕРКА ВЫПОЛНЕНИЯ СВОЙСТВ САМОПОДОБИЯ

Экспериментальная проверка предположений о структуре сейсмичности проводилась для двух различных типов сейсмических событий: индуцированных и природных, при этом разница в масштабах процесса разрушения составила около 14 энергетических классов (табл. 2.1).

При рассмотрении индуцированной сейсмичности были использованы каталоги горных ударов с Североуральского бокситового рудника и золоторудного района Welkom компании ISS International Limited (ЮАР). На Североуральском руднике исследовался локальный участок, отличающийся высокой сейсмической активностью и большим числом произошедших там горных ударов [8; 9; 12; 33; 57].

Анализ природной сейсмичности проводился на примере ряда районов, отличающихся высокой сейсмической активностью. Кроме того, для обеспечения представительности данных при рассмотрении землетрясений были выбраны обширные сейсмоактивные области (см. табл. 2.1). В монографии был использован каталог Токтогульского района (Киргизия), составленный в Объединенном институте физики Земли РАН (URL: <http://zeus.wdcb/sep/toktogul/resru.html>), а также специализированный каталог землетрясений Северной Евразии без афтершоков (ответственные редакторы Н. В. Кондорская, В. И. Уломов), (URL: <http://www.scgis.ru/russian/cp1251/rfbr/cat.htm>).

Таблица 2.1

Характеристики исследуемых сейсмоактивных областей

Характеристики	Индукцированная сейсмичность		Естественная сейсмичность			
	Североуральский бокситовый рудник	Золоторудный район Welkom (ЮАР)	Токтогульский район (Киргизия)	Байкальский регион	Камчатский регион	Камчатско-Курильский регион
Анализируемый период	1984–1989	01.01.1995–31.08.1995	1965–1991	1962–1990	1962–1990	1962–1990
Занимаемая область	X: 6 400...7 130 м Y: 1 600...1 940 м Z: –110...–980 м	X: 900...19 600 м Y: 350...15 000 м Z: –490...–3 920 м	39,8...42,7° с. ш. 69,9...74,5° в. д.	51...60,6° с. ш., 100...120° в. д.	51...58° с. ш., 154...165° в. д.	Координаты участков с вершинами 42° с. ш., 140° в. д.; 42° с. ш., 153° в. д.; 57° с. ш., 158° в. д.; 48° с. ш., 151° в. д.; 43° с. ш., 140° в. д.
Число событий	1 200	5 400	8 800	1 700	6 100	9 500
Энергетический класс событий	1,6...6,9	1,3...10,3	1,3...13,9	10,3...14,4	10,3...18,4	10,3...18,8
Точка загиба графика повторяемости	3,3*	5,4	8,0	10,3	10,8	13,0
Участок, удовлетворяющий модели	3,3...5,7	5,4...8,5	8,0...10,3	10,3...14,4	10,8...15,2	13,0...16,7

* Здесь и далее приводится значение центра энергетического интервала шириной в один энергетический класс, использованного для построения соответствующей зависимости.

В последнем каталоге масштаб землетрясений задается через локальную магнитуду M_{LH} , однако при его формировании она в большинстве случаев рассчитывалась на основе энергетических классов. Поэтому для необходимого обратного расчета достаточно обоснованным представляется использование формулы Т. Г. Раутиан $\lg E \text{ (Дж)} = 1,8M_{LH} + 4,0$ [56]. Основные параметры сейсмологических исследований и сейсмического режима в Токтогульском районе приведены в работе [37].

Дополнительно был использован обширный каталог землетрясений Южной Калифорнии (URL: <http://www.data.scec.org/ftp/catalogs/SCSN>). Рассматривался временной период с января 1984 г. по 10 декабря 2000 г. и пространственная область, ограниченная $32,5...36,0^\circ$ с. ш. и $120,5...115,0^\circ$ з. д. При этом было проанализировано 278 072 землетрясения в интервале магнитуд от 0 до 7,3. Представительная магнитуда составила 2,4, а число представительных землетрясений – 28 271.

Использованные каталоги сейсмичности позволили провести достаточно детальный анализ структуры сейсмичности. Наиболее интересной из всех рассматриваемых данных является информация с Североуральского бокситового рудника и Камчатско-Курильского сейсмоактивного региона, представляющих крайние масштабные уровни, а также каталог землетрясений Южной Калифорнии, который содержит большое число записей о сейсмических событиях и используется для анализа многими исследователями.

Рассмотрим далее результаты проверки возможности масштабирования функций распределения времен ожидания ΔT и расстояний ΔD_{\min} для различных ЭПВИ, а также свойств модели ускоренных испытаний.

2.2.1. Результаты масштабирования функций распределения характеристик сейсмичности

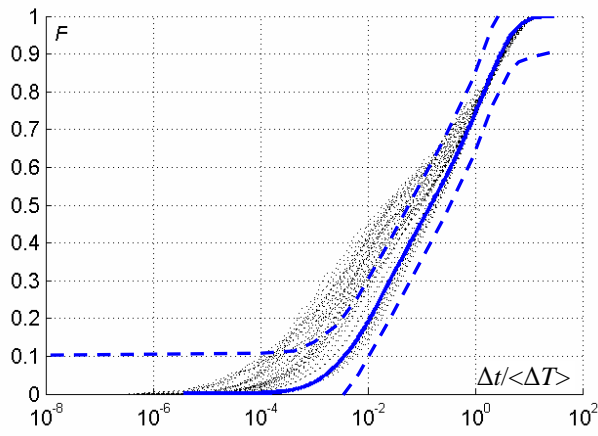
Для анализа функций распределения времен ожидания ΔT и расстояний ΔD_{\min} формировались ЭПВИ с различными параметрами E_I и ΔE_I ; T_I и ΔT_I ; X_I , Y_I и $\Delta L_I = \Delta X_I = \Delta Y_I$. В случае изменения параметров T_I и ΔT_I весь анализируемый временной интервал делился на n одинаковых подынтервалов. В результате для каждого значения n получалось n различных ЭПВИ с одинаковыми ΔT_I , но разными T_I . В качестве значений n выбирались 1, 2, 4, 8, 16, т. е. всего было получено 136 различных ЭПВИ с разными параметрами T_I и ΔT_I . Подобная процедура также применялась для формирования ЭПВИ с разными пространственными параметрами X_I , Y_I и $\Delta L_I = \Delta X_I = \Delta Y_I$ (в этом случае использовалась сетка с шагом

$\Delta L_I = \Delta X_I = \Delta Y_I$), а также энергетическими параметрами E_I и ΔE_I (здесь применялось разбиение с постоянным значением ΔM_I или постоянным отношением $(E_I + \Delta E_I) / E_I$). В случае пространственного разбиения с $n = 1, 2, 4, 8, 16$ получалось 1 496 различных ЭПВИ, что связано с изменением трех параметров: $X_I, Y_I, \Delta L_I$. В анализе участвовали только представительные сейсмические события, т. е. события, значение E_I которых не опускалось ниже энергетического класса/магнитуды, где наблюдался загиб графика повторяемости.

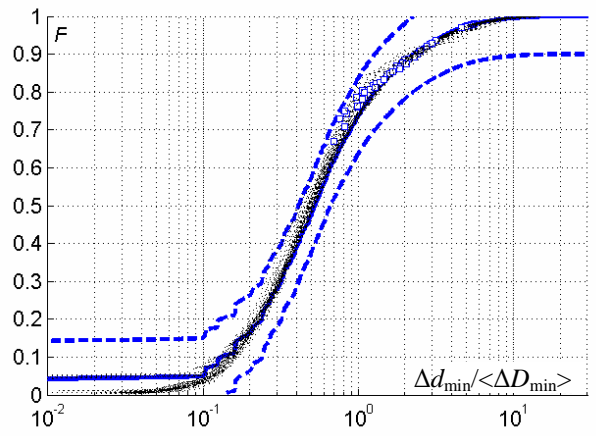
Затем для каждого полученного ЭПВИ строились масштабированные функции распределения рассматриваемых характеристик или, что то же самое, функции распределения характеристик, деленных на соответствующий масштабный коэффициент. Как уже было показано в п. 2.1, возможны различные выражения для масштабного коэффициента. Если масштабированные функции распределения имеют одинаковый вид, то можно отметить, что полученные результаты подтверждают подобие структуры сейсмичности в различных ЭПВИ.

Для проверки принадлежности полученных эмпирических функций распределения к одному и тому же распределению использовался критерий Смирнова [48]. В соответствии с ним, если максимальное отклонение одной эмпирической функции распределения с количеством элементов n_1 от другой функции с количеством элементов n_2 превысит критическую величину $\Delta F_{\max} = S_{\alpha} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}$, где S_{α} – критическая величина для уровня значимости α (для $\alpha = 0,05$ $S_{0,05} \approx 1,36$; $S_{0,01} \approx 1,95$ и $S_{0,001} \approx 2,18$), то гипотеза об их принадлежности к одному и тому же распределению отвергается. В противном случае отклонение считается не значимым для выбранного уровня значимости α . Для более надежных выводов рассматривались только масштабные уровни, в которых содержалось как минимум 200 событий. В качестве уровня значимости была выбрана величина $\alpha = 0,05$. Таким образом, типичные величины ΔF_{\max} имели следующие значения: для $n_1 = n_2 = 200$ $\Delta F_{\max} \approx 0,14$; для $n_1 = 200$ и $n_2 \rightarrow \infty$ $\Delta F_{\max} \approx 0,10$.

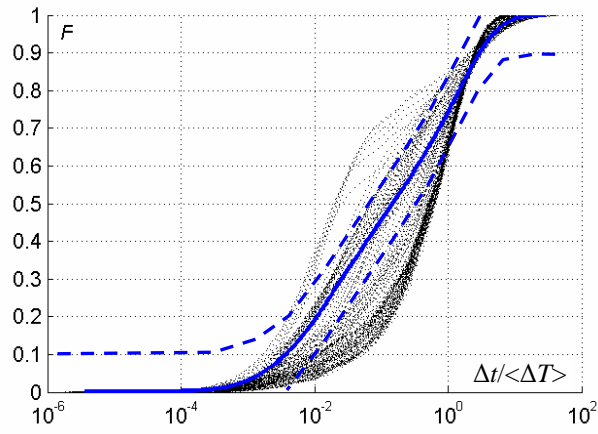
Построим масштабированные эмпирические функции распределения для различных регионов мира, используя в качестве коэффициента масштабирования величину $\langle V \rangle$ ($\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$) (рис. 2.4–2.8). Эмпирическая функция распределения, полученная для всех данных с масштабным интервалом, соответствующим $n = 1$, выделена жирной линией, жирным пунктиром вокруг нее показаны границы, соответствующие $\Delta F_{\max} = 0,10$ (для $\alpha = 0,05$ и $n_1 = 200$ и $n_2 \rightarrow \infty$). Это позволяет оценить, принадлежат ли полученные эмпирические функции распределения к одному распределению.



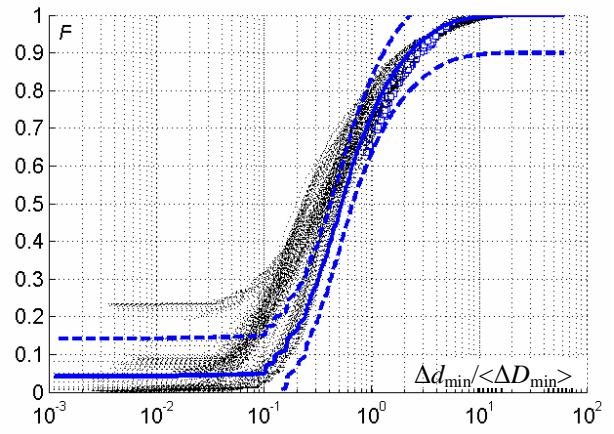
a



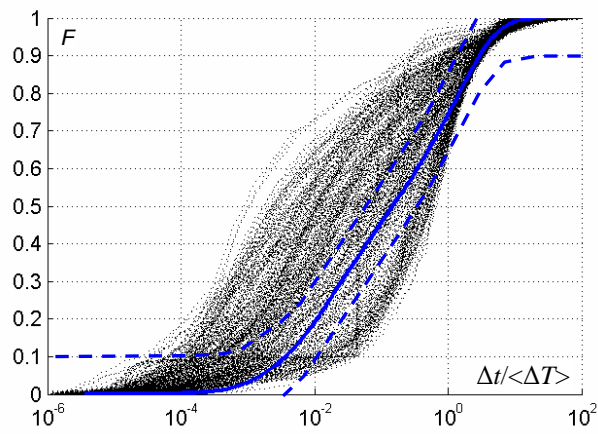
б



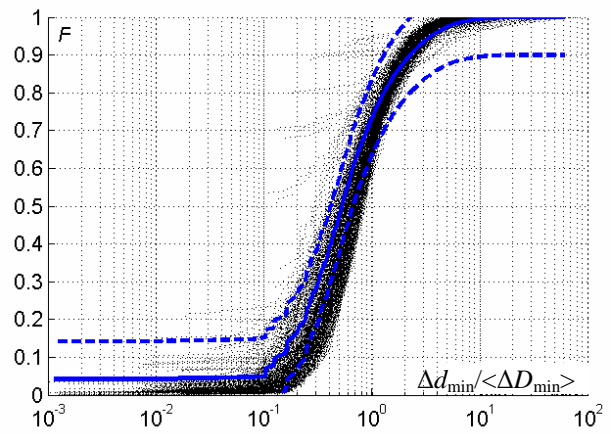
в



г



д



е

Рис. 2.4. Функции распределения времен ожидания ΔT (*a*, *в*, *д*) и расстояний ΔD_{\min} (*б*, *г*, *е*), масштабированные коэффициентами $\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$ соответственно, для Южной Калифорнии с изменением параметров ЭПВИ:
a, *б* – E_I и ΔE_I ; *в*, *г* – T_I и ΔT_I ; *д*, *е* – X_I , Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$

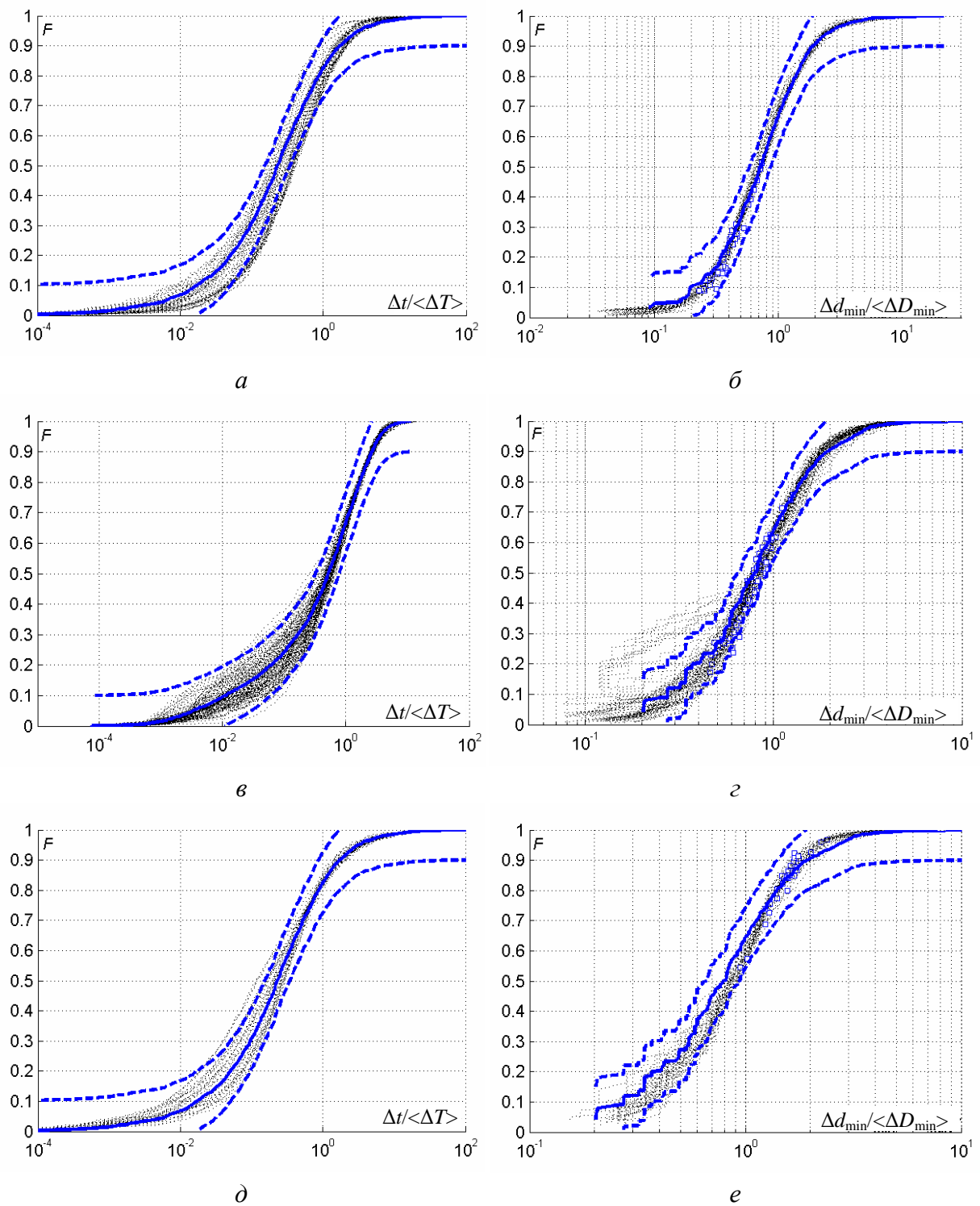


Рис. 2.5. Функции распределения времен ожидания ΔT (*a*, *в*, *д*) и расстояний ΔD_{\min} (*б*, *г*, *е*), масштабированные коэффициентами $\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$ соответственно, для Токтогульского района с изменением параметров ЭПВИ:
a, *б* – E_I и ΔE_I ; *в*, *г* – T_I и ΔT_I ; *д*, *е* – X_I , Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$

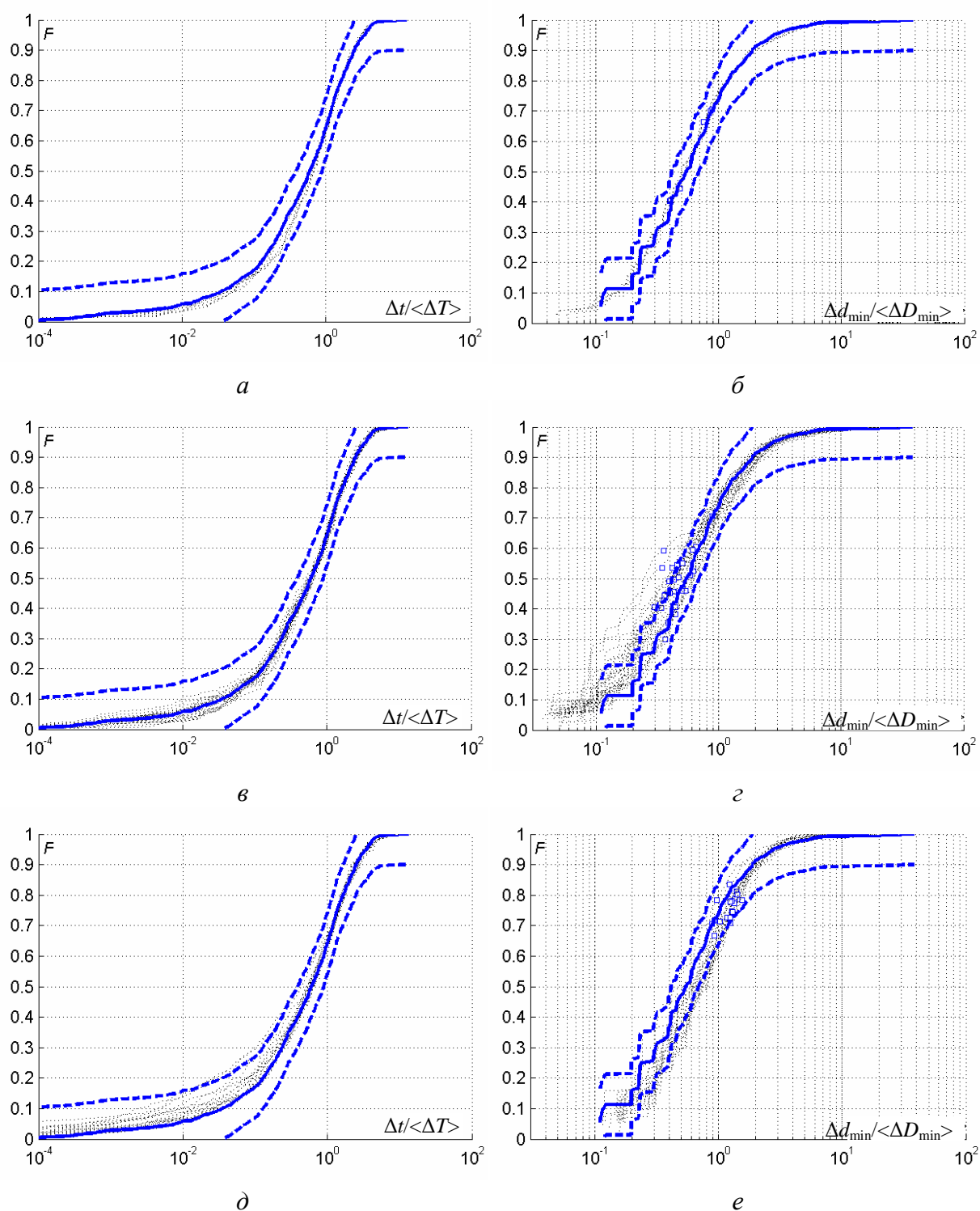


Рис. 2.6. Функции распределения времен ожидания ΔT ($a, в, д$) и расстояний ΔD_{\min} ($б, г, e$), масштабированные коэффициентами $\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$ соответственно, для Байкальского региона с изменением параметров ЭПВИ:
 $a, б - E_I$ и ΔE_I ; $в, г - T_I$ и ΔT_I ; $д, e - X_I, Y_I$ и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$

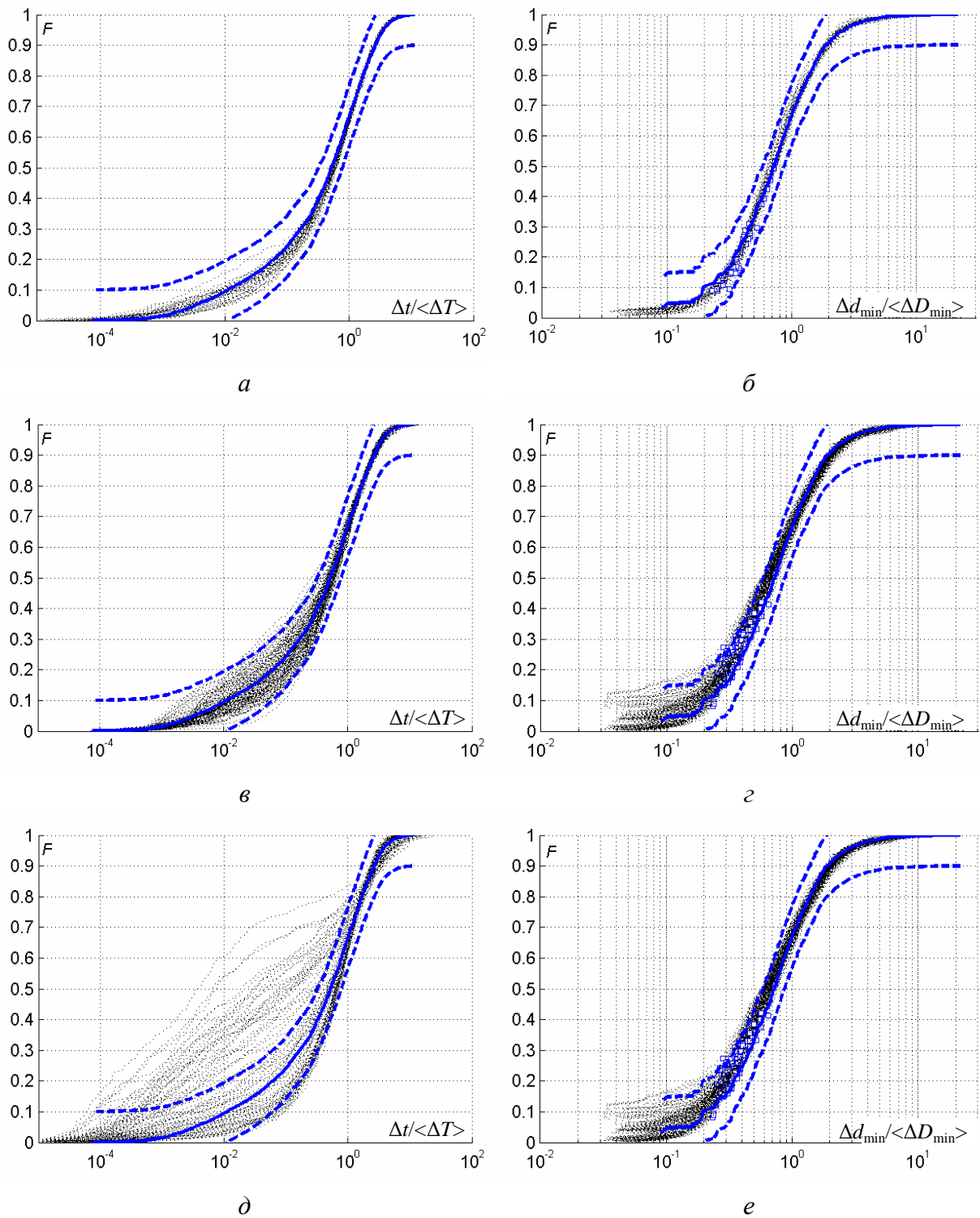


Рис. 2.7. Функции распределения времен ожидания ΔT (*a, в, д*) и расстояний ΔD_{\min} (*б, г, e*), масштабированные коэффициентами $\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$ соответственно, для Камчатского региона с изменением параметров ЭПВИ:
a, б – E_I и ΔE_I ; *в, г* – T_I и ΔT_I ; *д, e* – X_I, Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$

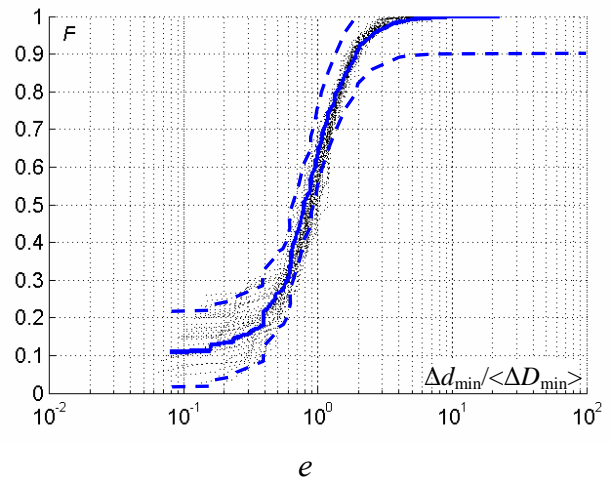
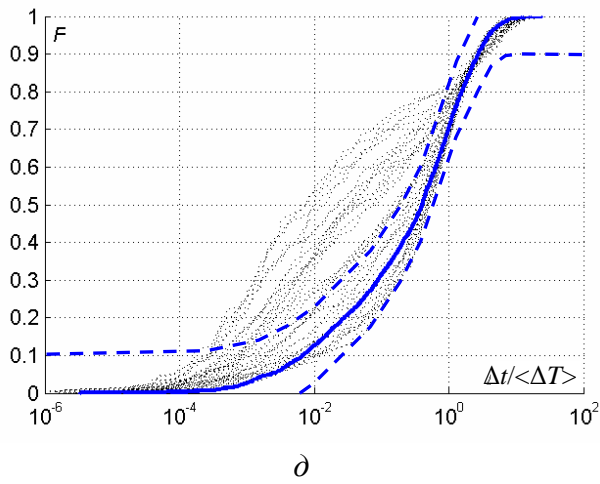
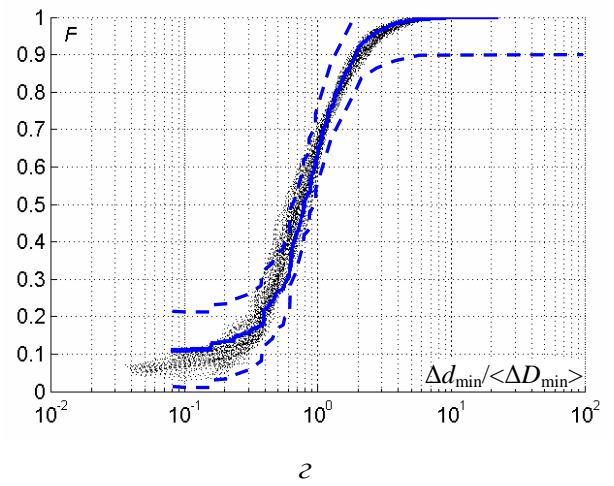
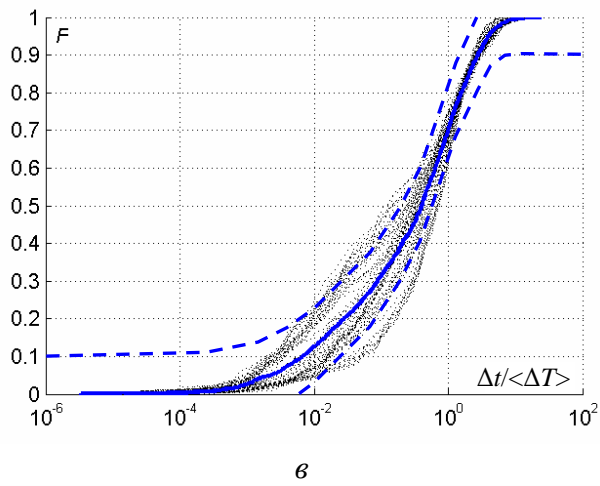
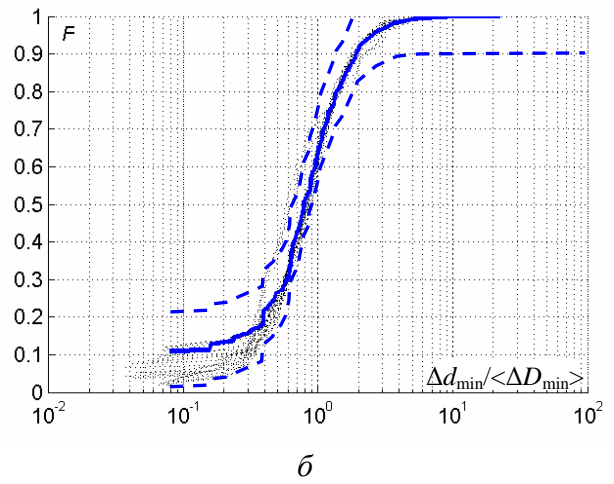
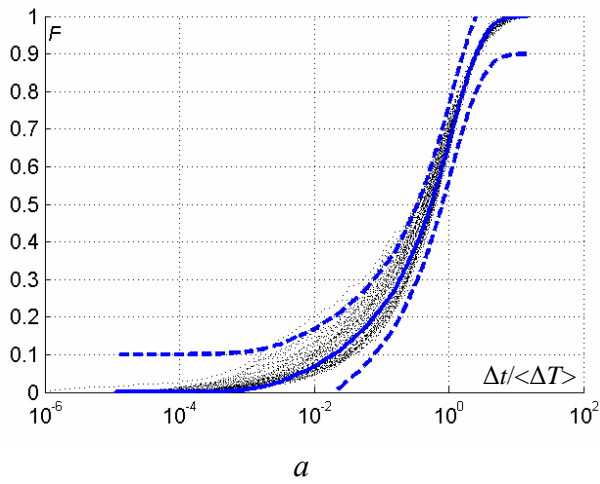


Рис. 2.8. Функции распределения времен ожидания ΔT (*a*, *в*, *д*) и расстояний ΔD_{\min} (*б*, *г*, *е*), масштабированные коэффициентами $\langle \Delta T \rangle$ и $\langle \Delta D_{\min} \rangle$ соответственно, для Камчатско-Курильского региона с изменением параметров ЭПВИ:

$$a, б - E_I \text{ и } \Delta E_I; в, г - T_I \text{ и } \Delta T_I; д, е - X_I, Y_I \text{ и } \Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$$

Анализ полученных графиков показывает, что для каждого из рассматриваемых регионов значимых отклонений между масштабированными функциями распределения ΔD_{\min} , полученными для разных ЭПВИ, практически не наблюдается. Что касается времен ожидания ΔT , то ситуация здесь будет более сложной. В частности, масштабированные функции распределения ΔT не имеют значимых отклонений как при варьировании E_I и ΔE_I , так и при изменениях T_I и ΔT_I (в большинстве случаев). В то же время на примере сейсмичности Южной Калифорнии, Камчатского и Камчатско-Курильского регионов можно сделать вывод, что тип функции распределения ΔT при изменении пространственных параметров ЭПВИ был не стабилен и отклонения очевидно значимы. В целом же следует отметить, что результаты масштабирования функций распределений выбранных сейсмологических характеристик в большинстве случаев подтверждают предположения о самоподобии структуры сейсмичности, сделанные в п. 2.1.1.

2.2.2. Проверка соответствия данных модели ускоренных испытаний и соотношений между различными коэффициентами масштабирования

При рассмотрении модели ускоренных испытаний было получено еще одно выражение для масштабного коэффициента, равное $10^{\langle \lg V \rangle}$ (см. соотношение (2.9)), т. е. случайная величина $V/10^{\langle \lg V \rangle}$ должна иметь постоянную функцию распределения, не зависящую от параметров ЭПВИ. Более того, в случае выполнения основного условия самоподобия временной структуры сейсмичности кроме совпадения между собой эмпирических функций распределения должен соблюдаться также и ряд других соотношений. Так, например, в соответствии с моделью ускоренных испытаний среднее квадратическое отклонение случайной величины $\lg V$ должно быть постоянно для разных ЭПВИ (см. (2.7)). Кроме того, согласно (2.5) и (2.9) различные выражения для коэффициента масштабирования должны быть пропорциональны друг другу:

$$10^{\langle \lg V \rangle} = \text{const} \langle V \rangle. \quad (2.26)$$

Примеры таких зависимостей, построенных для времен ожидания ΔT , для сейсмичности Южной Калифорнии и Камчатско-Курильского региона представлены ниже (рис. 2.9, 2.10). При масштабировании функций распределения времен ожидания ΔT была использована схема анализа, описанная в п. 2.2.1.

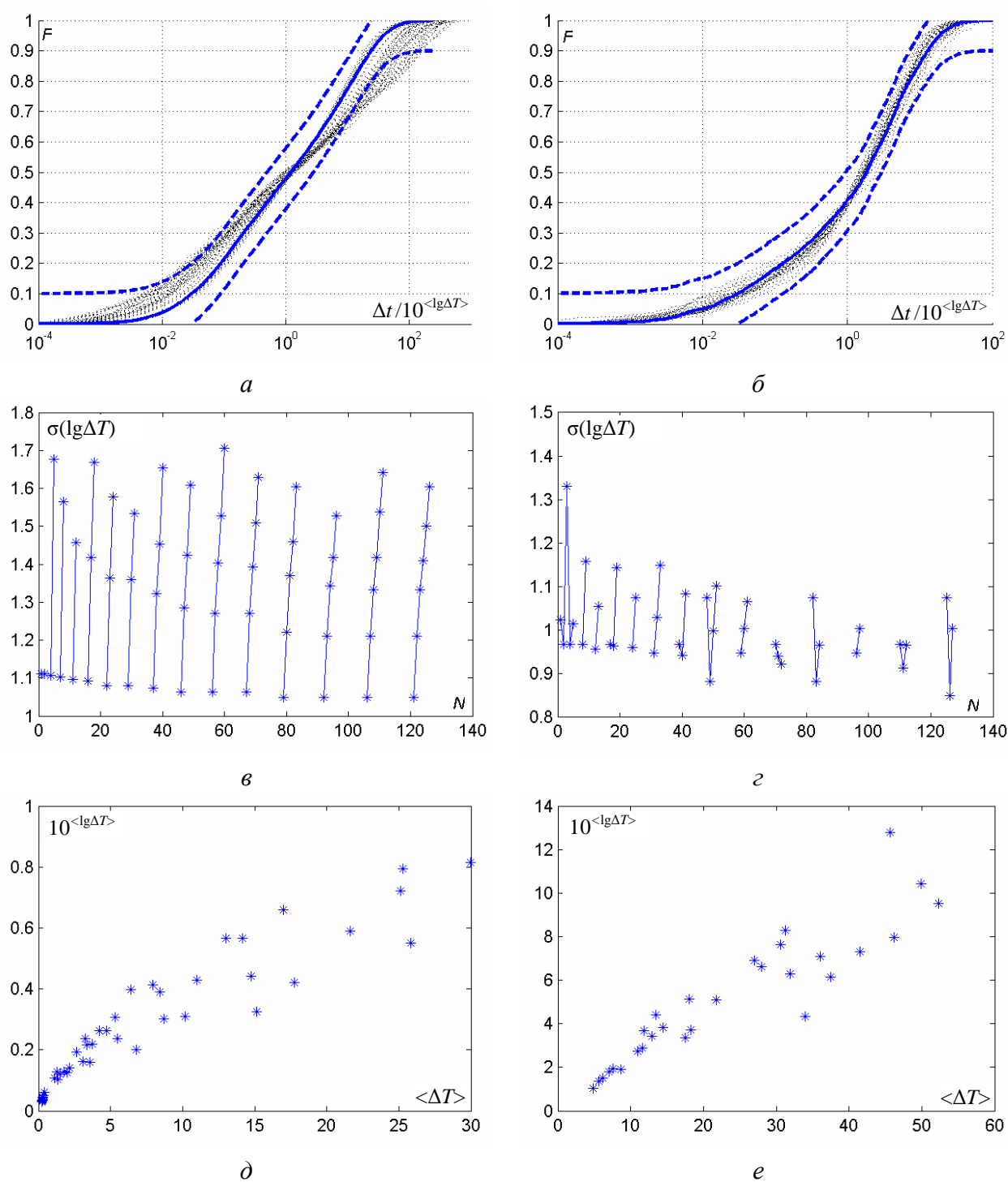


Рис. 2.9. Проверка модели ускоренных испытаний при изменении параметров ЭПВИ E_I и ΔE_I для сейсмичности Южной Калифорнии (*a, в, д*) и Камчатско-Курильского региона (*б, г, е*):
a, б – масштабирование функций распределения времен ожидания ΔT ; *в, г* – зависимость $\sigma(\lg \Delta T)$ от номера ЭПВИ; *д, е* – зависимость между двумя выражениями для масштабных коэффициентов; времена ожидания ΔT выражены в сутках

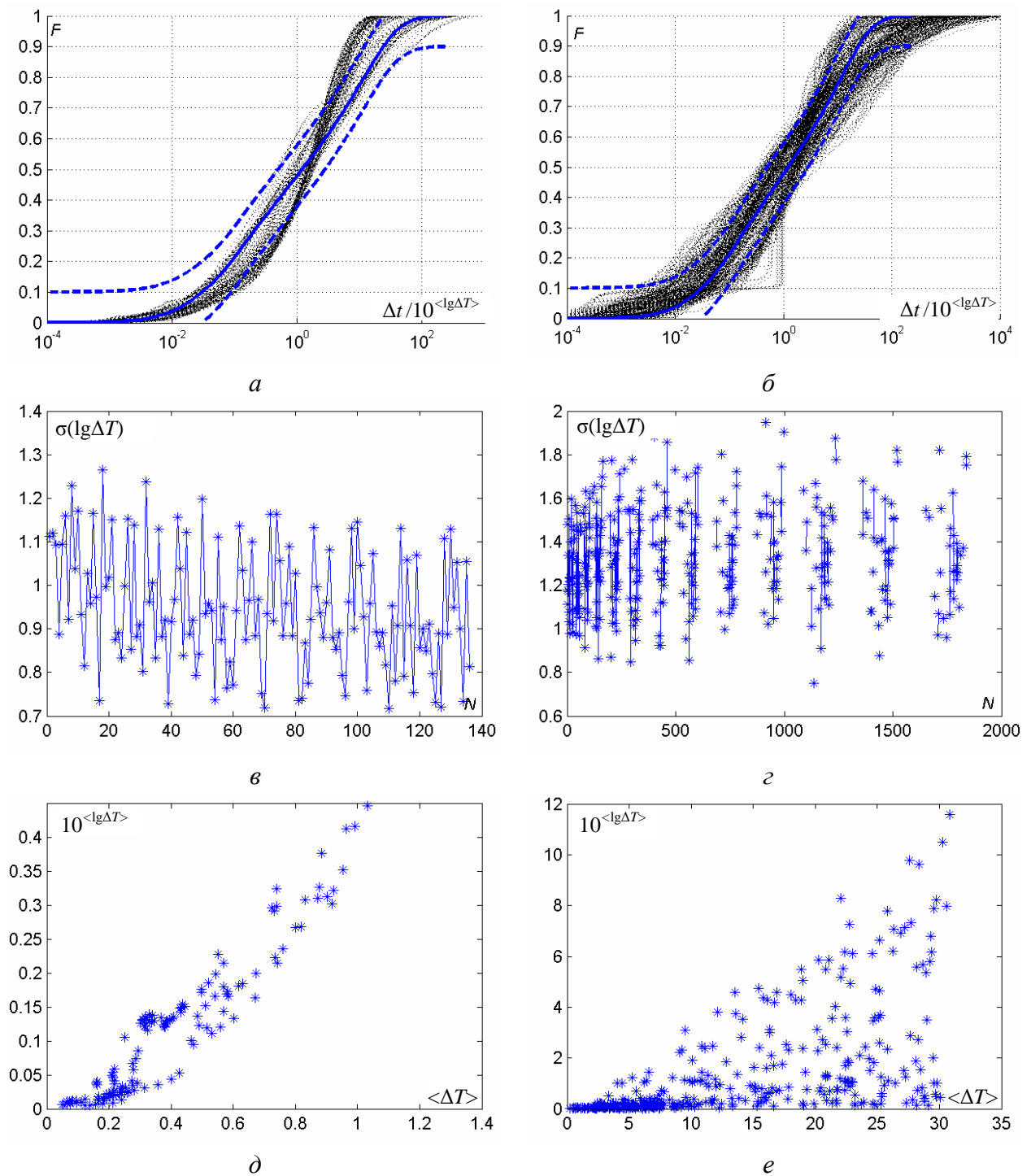


Рис. 2.10. Проверка модели ускоренных испытаний для сейсмичности Южной Калифорнии при изменении параметров ЭПВИ T_I и ΔT_I (*a, в, д*) и X_I, Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$ (*б, з, е*):
a, б – масштабирование функций распределения времен ожидания ΔT ;
в, з – зависимость $\sigma(\lg \Delta T)$ от номера ЭПВИ; *д, е* – зависимость между двумя выражениями для масштабных коэффициентов;
 времена ожидания ΔT выражены в сутках

Результаты масштабирования функций распределения времен ожидания ΔT показывают, что эти функции схожи между собой, что подтверждает наличие свойств самоподобия в структуре сейсмичности. Тем не менее, между ними в ряде случаев наблюдаются значимые отклонения, прежде всего при изменении параметров T_I и ΔT_I , а также X_I , Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$. Одной из причин такого отклонения могут быть ошибки в оценке коэффициентов масштабирования, связанные с тем, что вместо их точного значения, которое на практике не известно, используются соответствующие статистические оценки. Сравнение графиков функций распределения ΔT с масштабированием с помощью выражения $\langle \Delta T \rangle$ и $10^{\langle \Delta T \rangle}$ (см. рис. 2.4, 2.8 и 2.9, 2.10) говорит о том, что в последнем случае качество масштабирования несколько лучше. Особенно показателен случай масштабирования функций распределения ΔT для сейсмичности Южной Калифорнии при изменении X_I , Y_I и $\Delta X_I = \Delta Y_I = \Delta L_I$: при использовании в качестве масштабного коэффициента выражения $10^{\langle \Delta T \rangle}$ большинство из них не имеют значимых отклонений, в то время как применение $\langle \Delta T \rangle$ приводит к тому, что для половины функций распределения характерны критические отклонения.

Рассматривая значения средних квадратических отклонений $\sigma(\lg \Delta T)$, представленные на рис. 2.9, 2.10, следует отметить, что они лежат в ограниченном диапазоне и ярко выраженных тенденций к изменению не имеют, кроме тенденции к тому, что в случае большего совпадения масштабированных функций распределения ΔT диапазон становится уже и наоборот. Подобная ситуация наблюдается и при анализе зависимости $10^{\langle \Delta T \rangle}$ от $\langle \Delta T \rangle$: чем лучше качество масштабирования, тем ближе данная зависимость к линейной.

Важный частный случай модели ускоренных испытаний соответствует исследованию подобия временной структуры сейсмичности на разных масштабных уровнях [9; 10; 80]. При этом предполагается, что все параметры ЭПВИ фиксируются, за исключением значения E_I .

Для проверки свойств модели ускоренных испытаний (2.7) и (2.19) на примере времен ожидания ΔT были получены зависимости для средних $\lg \Delta T$ и средних квадратических отклонений (рис. 2.11), которые рассчитывались для данных, попавших в энергетический интервал $(E/10^{0.5}; 10^{0.5} E)$, или в один энергетический класс $(\lg E - 0,5; \lg E + 0,5)$, $\lg E = \lg E_I + 0,5$. В такой интервал, если принять E пропорциональным объему очага ($\lg L \cong 1/3 \lg E = \text{const}$), попадают трещины с разницей в размере L до двух раз.

Уменьшение энергетического интервала, по всей видимости, нецелесообразно, так как при уменьшении интервала до половины класса различие трещин по длине падает всего до полутора раз, но число событий в интервале падает более чем в три раза. Кроме того, варьирование величиной интервала слабо влияет на общий вид рассматриваемых закономерностей. Таким же образом получены и другие зависимости, предназначенные для проверки соотношений (2.7) и (2.19).

Для всех анализируемых наборов данных имеются интервалы, на которых наблюдается поведение, соответствующее модели ускоренных испытаний. Эти интервалы начинаются с точки загиба графика повторяемости (см. табл. 2.1). При этом линейный участок для $\langle \lg \Delta T \rangle$ продолжается практически до максимальных энергетических классов, за исключением Североуральского бокситового рудника, где самые сильные события с $\lg E > 6,5$ происходят по давно подготовленным тектоническим нарушениям [57]. Такая бимодальность сейсмического процесса характерна для многих шахт и рудников [18]. В то же время характеристика $\sigma(\lg \Delta T)$ в области сильных событий часто имеет значительные отклонения от постоянного значения. Существование участков, удовлетворяющих модели ускоренных испытаний в представительной области для всех исследуемых регионов, позволяет предположить возможность использования ее параметров в качестве характеристик их сейсмического режима.

Данные на рис. 2.11, *a* для участка с $\lg E \in (3,3; 5,7)$ очевидно удовлетворяют модели, соответствующей самоподобному разрушению. Полученные энергетические интервалы хорошо совпадают с оценками, приведенными в работах [8; 9; 12; 14]. Постоянство среднего квадратического отклонения $\sigma(\lg \Delta T)$ позволяет уверенно применять классический вариант метода наименьших квадратов в случае, когда гетероскедастичность не наблюдается. Аппроксимация линейной части зависимости, представленной на рис. 2.11, *a*, имеет вид $M(\lg \Delta T) = 0,68 \lg E - 2,24$. Согласно выражению (2.19) отсюда следует, что параметр γ закона Гутенберга–Рихтера равен 0,68 (для ΔT согласно (2.13), (2.14) $p = 1$). Аналогичная картина наблюдается для участка $\lg E \in (13,0; 16,7)$ (рис. 2.11, *e*): $M(\lg \Delta T) = 0,45 \lg E - 5,66$, $\gamma = 0,45$. Полученные значения параметра γ являются характерными для природной и индуцированной сейсмичности. Таким образом, построение линейной аппроксимации зависимости $\langle \lg \Delta T \rangle$ от $\lg E$ путем применения классического варианта метода наименьших квадратов позволяет получать независимые оценки параметра γ .

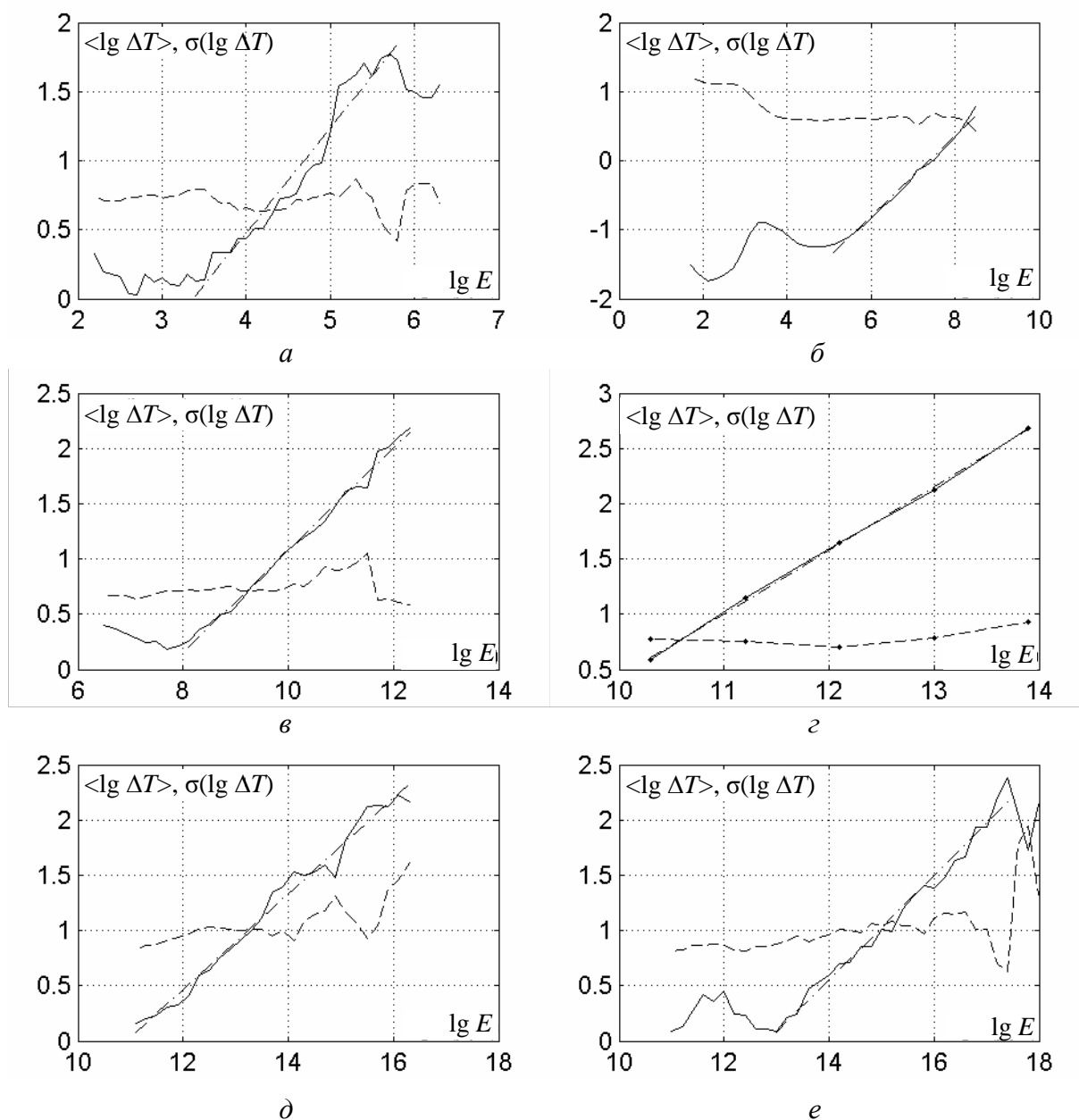


Рис. 2.11. Зависимость среднего логарифма времен ожидания событий одного масштабного уровня $\langle \lg \Delta T \rangle$ (сплошная линия) и среднего квадратического отклонения $\sigma(\lg \Delta T)$ (пунктир) от энергетического класса и участка, удовлетворяющий модели ускоренных испытаний (штрихпунктир):
a – данные с Североуральского бокситового рудника, *б* – золоторудный район Welkom;
в – Токтогульский район; *г* – Байкальский регион;
д – Камчатский регион; *е* – Камчатско-Курильский регион;
 времена ожидания ΔT выражены в сутках, энерговыделение E в джоулях

Зависимости, соответствующие модели ускоренных испытаний, имеют место и для минимальных расстояний ΔD_{\min} (рис. 2.12).

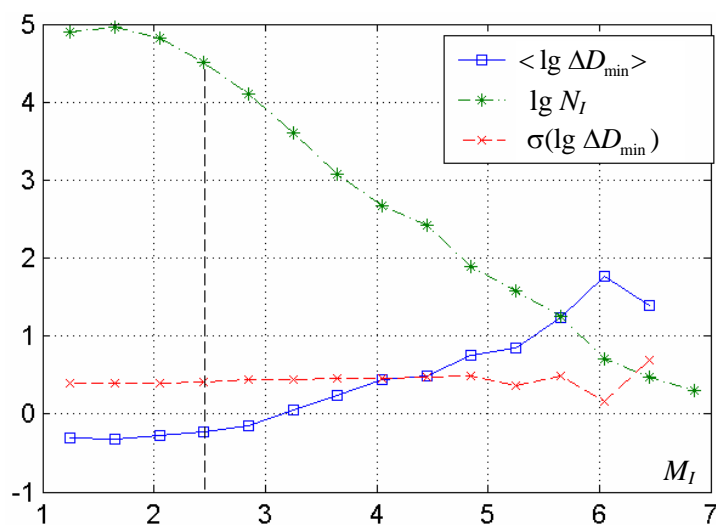


Рис. 2.12. Зависимость среднего логарифма времен ожидания событий одного масштабного уровня $\langle \lg \Delta D_{\min} \rangle$ и среднего квадратического отклонения $\sigma(\lg \Delta D_{\min})$ магнитуды для сейсмичности Южной Калифорнии: ΔD_{\min} выражено в километрах

Таким образом, полученные в данной монографии результаты говорят о выполнении свойств модели ускоренных испытаний и о наличии подобия временной и пространственной структуры сейсмичности на разных масштабных уровнях.

* * *

Итак, выше была представлена единая теория подобия структуры сейсмичности в разных энергетически-пространственно-временных интервалах. Результаты ее проверки для времен ожидания ΔT и расстояний ΔD_{\min} подтверждают достаточно широкие возможности для ее практического применения.

3. ИССЛЕДОВАНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ХАРАКТЕРИСТИК СЕЙСМИЧНОСТИ

Следующим шагом исследования после установления самоподобия функций распределения, описывающих структуру сейсмичности, является определение конкретного семейства, к которому можно было бы их отнести. Результаты такого исследования представлены ниже.

3.1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ТИПА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДЛЯ ВРЕМЕН ОЖИДАНИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ НА РАЗНЫХ МАСШТАБНЫХ УРОВНЯХ

Во многих работах (см. например, [4; 90; 92; 93; 97] уже рассматривался вопрос о распределении временных интервалов между сейсмическими событиями, но при этом, как правило, исследовались только фиксированные временные периоды и лишь для отдельных сейсмоактивных областей, а полученные результаты имели локальную область применения, поскольку они не были распространены на другие масштабные уровни и на другие регионы.

В перечисленных работах было установлено, что наиболее популярное показательное распределение, соответствующее простейшему потоку событий, неудовлетворительно описывает распределение времен ожидания ΔT . В то же время хорошее соответствие обеспечивается при использовании логарифмически нормального распределения и распределения Вейбулла [2; 39; 92; 93], которые близки по своему виду [1; 2; 28].

Для выбора типа распределения, наилучшим образом описывающего распределение времен ожидания ΔT , использовались теоретические зависимости третьего центрального момента μ_3 , нормированного на среднее квадратическое отклонение σ , относительно коэффициента вариации χ [28] для основных семейств распределений, широко используемых в теории надежности. Они сравнивались с эмпирическими соотношениями, полученными для наборов событий на разных масштабных уровнях

(при этом ширина уровня равна одному энергетическому классу) (рис. 3.1). Лучше всего исследуемые наборы данных соответствуют семейству Вейбулла и хорошо – гамма-семейству (оба эти семейства включают показательное семейство). События при этом делятся на две группы: относительно слабые события, для которых характерно наилучшее совпадение (коэффициент вариации для них, как правило, превышает величину 1,3), и относительно сильные события, у которых этот коэффициент приближается к 1, как у показательного распределения, т. е. относительный разброс значений времен ожидания ΔT у них меньше.

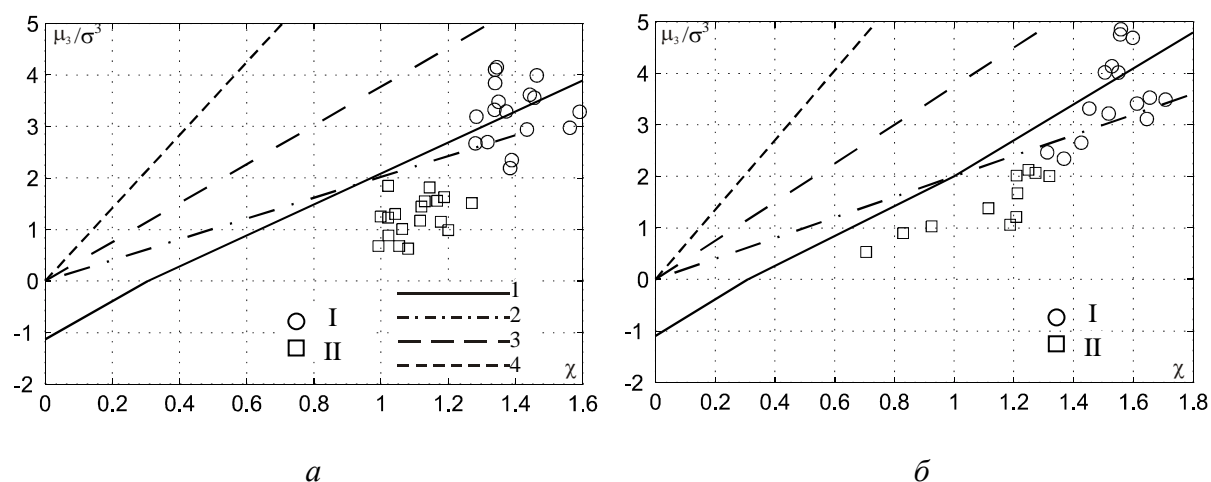


Рис. 3.1. Сопоставление экспериментальных данных каталогов с теоретическими зависимостями нормированного третьего центрального момента μ_3 относительно коэффициента вариации χ для семейств распределений Вейбулла (1), гамма-распределения (2), логарифмически нормального (3), логарифмически логистического (4), показательного (точка (1; 2)):
 а – Североуральский бокситовый рудник; I – события с $\lg E < 5,0$; II – с $\lg E \geq 5,0$;
 б – Камчатско-Курильский регион; I – события с $\lg E < 16,0$; II – с $\lg E \geq 16,0$

Выбор распределения Вейбулла для описания времен ожидания также связан с удобством его использования по сравнению с показательным распределением: появляется дополнительный подгоночный параметр, позволяющий учитывать нестационарность процесса разрушения. Помимо этого, выбор распределения Вейбулла имеет ряд теоретических предпосылок:

- это распределение является предельным распределением (при $n \rightarrow \infty$) самой меньшей из n независимых случайных величин с одним и тем же распределением [16], т. е. имеется принципиальная возможность разбиения рассматриваемых энергетических интервалов на более мелкие;
- можно также ожидать, что релаксационные процессы в дискретной иерархической среде идут в соответствии с этим распределением [39].

Еще одним аргументом в пользу распределения Вейбулла является его длительное и успешное применение в теории надежности (в частности, сам Вейбулл использовал его для описания длительности жизни материалов).

Для выбора семейства распределений, наилучшим образом описывающего времена ожидания ΔT для различных масштабных уровней и регионов с определением параметров по методу максимального правдоподобия, был использован критерий Колмогорова для сложных гипотез (табл. 3.1) [32].

Таблица 3.1

Энергетические классы, начиная с которых данные удовлетворяют показательному распределению, распределению Вейбулла и гамма-распределению при заданных уровнях значимости

Сейсмоактивный район	Распределение Вейбулла			Показательное распределение			Гамма-распределение	
	Энергетический класс для уровня значимости							
	$\geq 0,001$	$\geq 0,01$	$\geq 0,1$	$\geq 0,001$	$\geq 0,01$	$\geq 0,05$	$\geq 0,001$	$\geq 0,01$
<i>Индукцированная сейсмичность</i>								
Североуральский бокситовый рудник	2,2	2,2	2,2	5,0	5,0	5,4	3,1	5,0
Золоторудный район Welkom	5,8	6,0	6,2	6,0	6,2	7,6	6,0	6,1
<i>Естественная сейсмичность</i>								
Токтогульский район	6,9	7,0	8,4	–	–	–	9,2	9,4
Байкальский регион	10,3	10,3	11,2	11,2	11,2	12,1	10,3	11,2
Камчатский регион	12,6	13,4	13,6	15,0	15,1	15,2	12,6	13,6
Камчатско-Курильский регион	11,7	12,7	14,7	16,5	16,7	17,5	13,5	–

В результате было установлено, что эмпирическая функция распределения $\hat{F}(\Delta t, E)$ для различных E хорошо совпадает с распределением Вейбулла:

$$F(\Delta t) = 1 - \exp(-\lambda \Delta t^k), \quad r(\Delta t) = \lambda k \Delta t^{k-1}, \quad (3.1)$$

где r – интенсивность событий, и достаточно сильно отстоит от его частного случая – показательного распределения:

$$F(\Delta t) = 1 - \exp(-\lambda_0 \Delta t), \quad r(\Delta t) = \lambda_0. \quad (3.2)$$

При этом распределению Вейбулла соответствуют экспериментальные данные, начиная от точки загиба графика повторяемости или вблизи нее (см. табл. 2.1), а удовлетворительное соответствие показательному распределению наблюдается только для достаточно сильных событий.

Область, описываемая гамма-распределением с плотностью вероятности $f(\Delta t) = \lambda_\Gamma (\lambda_\Gamma \Delta t)^{k_\Gamma - 1} \exp(-\lambda_\Gamma \Delta t) / \Gamma(k_\Gamma)$, в большинстве случаев значительно меньше области, описываемой распределением Вейбулла (см. табл. 3.1). Это свидетельствует о предпочтительности применения распределения Вейбулла. Более того, для гамма-распределения сложно найти физическую интерпретацию, в то время как распределение Вейбулла соответствует возобновляемому после каждого события процессу Вейбулла [2], который получается из простейшего потока путем отказа от отсутствия последнего действия. Исходя из вида функции интенсивности при $k < 1$, вероятность появления очередного события после предыдущего за постоянный по величине промежуток времени убывает с течением времени, т. е. события имеют тенденцию группироваться. Последнее хорошо согласуется с данными [55; 64].

Полученные результаты также вполне соответствуют представлениям о взаимодействии, а следовательно, о группировке мелких дефектов (слабых событий), что в конечном счете приводит к возникновению сильных событий [29; 31; 73], которые в свою очередь практически не обуславливают возникновения друг друга.

Сравнение зависимости параметров распределения Вейбулла и интенсивности показательного распределения от масштабного уровня (рис. 3.2) показывает, что параметр k , отвечающий за присутствие последнего действия, приближенно имеет постоянное значение несколько меньше 1 с медленным продолжительным спадом и локальным повышением для сильных событий, что, возможно, отражает иерархию процесса разрушения (для Камчатского региона такое поведение наблюдается дважды, что может отражать существование двух иерархических уровней). В то же время параметр интенсивности монотонно снижается с увеличением энергетического класса, т. е. активность сильных событий меньше активности слабых.

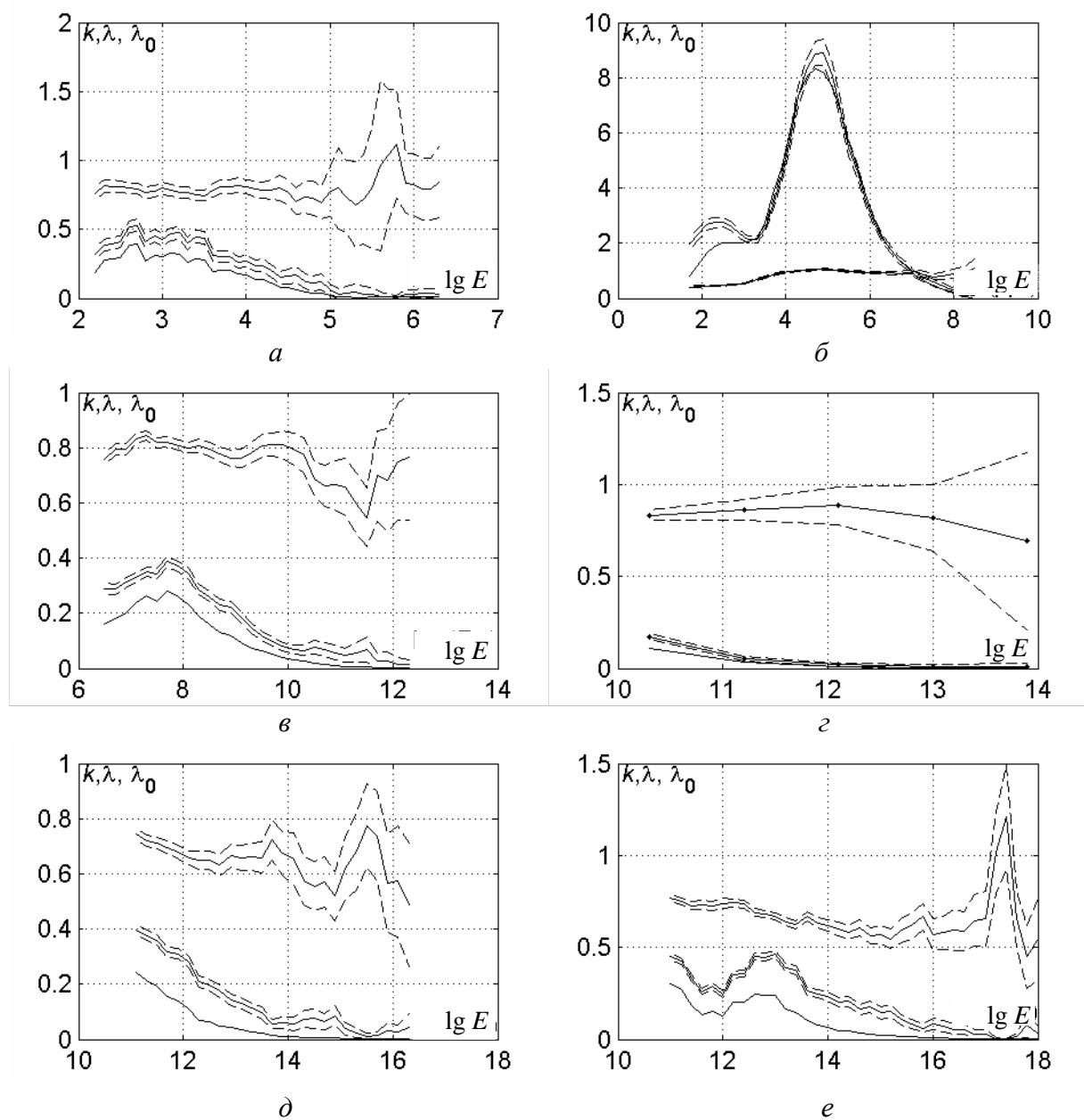


Рис. 3.2. Поведение параметров распределения Вейбулла k (везде, кроме b – верхняя кривая) и λ с соответствующими доверительными интервалами (пунктир) для уровня значимости $\alpha = 0,1$ и показательного распределения λ_0 (нижняя кривая) в зависимости от энергетического класса:

- a – Североуральский бокситовый рудник; b – золоторудный район Welkom;
- v – Токтогульский район; z – Байкальский регион; d – Камчатский регион;
- e – Камчатско-Курильский регион; параметры λ и λ_0 имеют размерность 1/сут, энерговыделение E выражено в джоулях

3.2. СВЯЗЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА СО СВОЙСТВАМИ ВРЕМЕН ОЖИДАНИЯ

Определим, каким должно быть поведение параметров распределения Вейбулла для выполнения условий модели ускоренных испытаний (2.7), (2.19) и закона Гутенберга–Рихтера.

Для характеристики ΔT , имеющей распределение Вейбулла с плотностью $f(\Delta t) = \lambda k \Delta t^{k-1} \exp(-\lambda \Delta t^k)$ [48] (см. также (3.1)),

$$\langle \lg \Delta T \rangle = \int_0^{\infty} \lg(\Delta t) f(\Delta t) d(\Delta t) = -\lg(\lambda e^C) / k, \quad (3.3)$$

где $C \approx 0,577$ – постоянная Эйлера,

$$\begin{aligned} \sigma(\lg \Delta T) &= \sqrt{\int_0^{\infty} (\lg(\Delta t) - \langle \lg \Delta T \rangle)^2 \cdot f(\Delta t) d(\Delta t)} = \\ &= \pi \lg e / (\sqrt{6} k) \approx 0,557 / k. \end{aligned} \quad (3.4)$$

Тогда для постоянства среднего квадратического отклонения логарифма времен ожидания ΔT на различных масштабных уровнях (см. (2.7)) необходимо постоянство параметра формы распределения Вейбулла k , а для выполнения соотношения (2.19), т. е. линейности $\langle \lg \Delta T \rangle$ по энергетическому классу – дополнительная линейность по нему $\lg \lambda$.

Для распределения Вейбулла

$$\Delta T_I / N_I \cong \langle \Delta T \rangle = \Gamma(1 + 1/k) / \lambda^{1/k}, \quad (3.5)$$

где ΔT_I – величина рассматриваемого временного отрезка наблюдения; N_I – число событий рассматриваемого масштабного уровня/интервала, зарегистрированных за этот период, тогда после логарифмирования (3.5) получим, что аналог закона Гутенберга–Рихтера будет иметь вид

$$\lg(N_I / \Delta T_I) = (\lg \lambda) / k - \lg[\Gamma(1 + 1/k)]. \quad (3.6)$$

Если в (3.6) подставить выражение $\lg(\lambda) / k = -\lg(e^C) / k - \langle \lg \Delta T \rangle$, полученное из (3.3), и выразить в нем $\langle \lg \Delta T \rangle$ согласно свойству модели ускоренных испытаний (2.19), справедливому при условии постоянства пространственно-временного интервала, учтя при этом, что $V \equiv \Delta T$ и $p = 1$ (см. (2.13), (2.14)), то получим

$$\lg(N_I / \Delta T_I) = -\gamma \lg E_I - \delta_{E_0} - \lg[\Gamma(1 + 1/k) e^{C/k}]. \quad (3.7)$$

Таким образом, для выполнения закона Гутенберга–Рихтера достаточно постоянства параметра формы распределения Вейбулла k .

Проверим возможность присвоения параметру k постоянного значения с определением значения масштабного параметра λ по методу максимального правдоподобия [28; 30; 48]. Сопоставление распределения, имеющего такие параметры, с экспериментальными данными будем вести по критерию Колмогорова для сложных гипотез [32] (табл. 3.2). Данные, приведенные в этой таблице, удовлетворяют распределению Вейбулла с постоянным значением параметра k , практически всегда начинаясь с точки загиба графика повторяемости (см. табл. 2.1), что позволяет говорить о возможности фиксирования параметра k для всех масштабных уровней во всех рассматриваемых регионах.

Таблица 3.2

**Энергетические классы, начиная с которых данные удовлетворяют
распределению Вейбулла с постоянным параметром k
на заданных уровнях значимости α**

Сейсмоактивный район	k	Энергетический класс для уровня значимости для распределения Вейбулла	
		$\alpha \geq 0,001$	$\alpha \geq 0,01$
<i>Индукцированная сейсмичность</i>			
Североуральский бокситовый рудник	0,8	2,2	2,2
Золоторудный район Welkom (ЮАР)	1,0	6,0	6,2
<i>Естественная сейсмичность</i>			
Токтогульский район	0,8	7,4	10,8
Байкальский регион	0,8	10,3	12,1
Камчатский регион	0,65	12,7	13,5
Камчатско-Курильский регион	0,6	13,2	13,7

Проверку линейности $\lg \lambda$ по энергетическому классу (при постоянном k) будем вести одновременно с непосредственной проверкой выполнения закона Гутенберга–Рихтера. Для этого построим графики величин $W = (\lg \lambda) / k - \lg[\Gamma(1 + 1/k)]$ и $\lg(N_I / \Delta T_I)$, которая соответствует логарифму оценки максимального правдоподобия параметра λ_0 показательного распределения [30]. Оба графика в представительной области должны быть линейными и совпадающими, что и наблюдается на рис. 3.3.

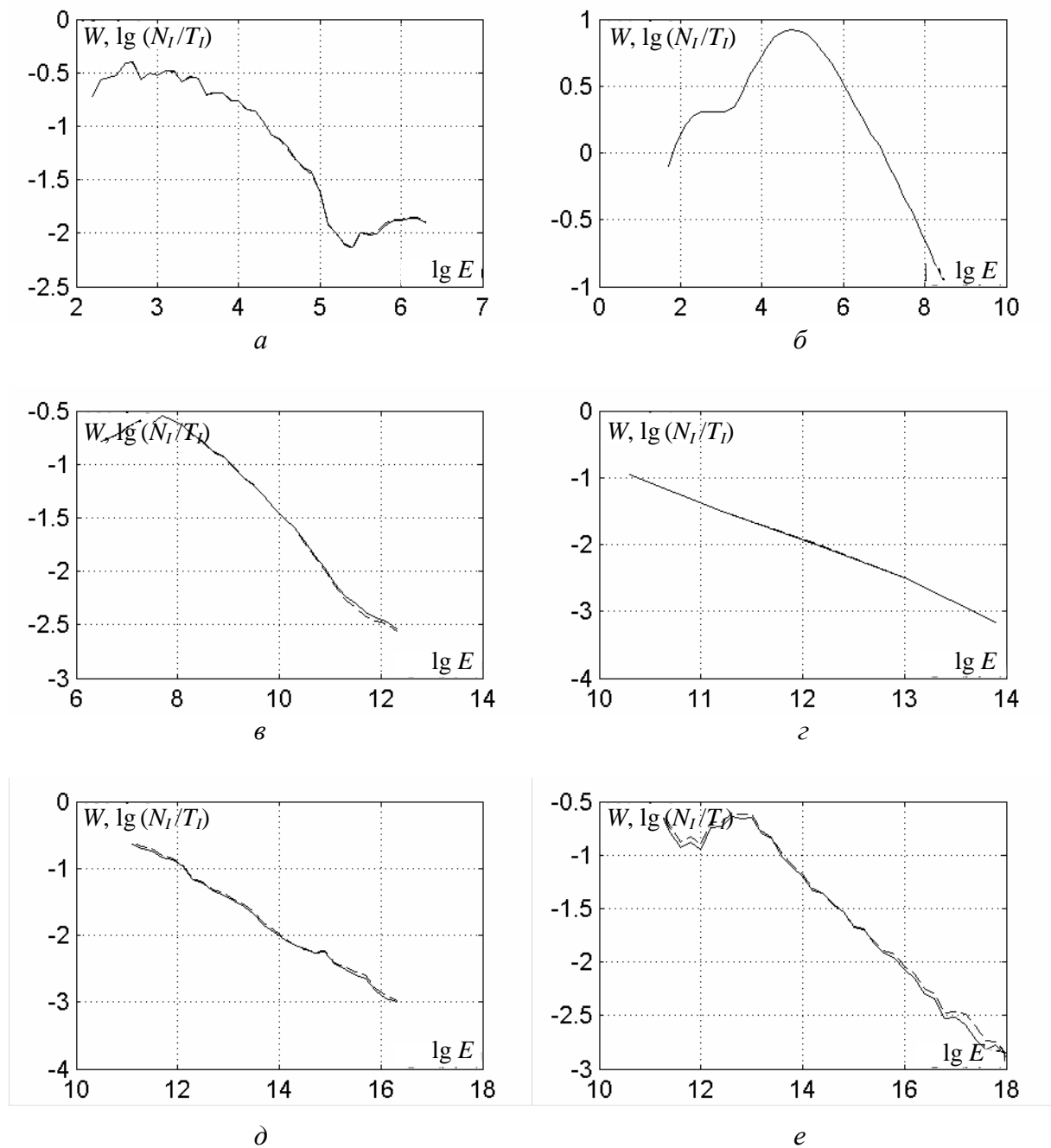


Рис. 3.3. Сравнение графиков повторяемости, полученного по параметрам распределения Вейбулла W (сплошная линия) и стандартного $\lg \lambda_0$ (пунктир):
a – Североуральский бокситовый рудник; *б* – золоторудный район Welkom;
в – Токтогульский район; *г* – Байкальский регион; *д* – Камчатский регион,
е – Камчатско-Курильский регион; параметр λ при вычислении W имеет
размерность 1/сут, энерговыделение E выражено в джоулях

Таким образом, предположение о подобии распределения времен ожидания ΔT на разных масштабных уровнях подтверждается, при этом роль масштабного коэффициента выполняет параметр λ , характеризующий интенсивность разрушения на рассматриваемом масштабном уровне.

Запись закона повторяемости через параметры распределения Вейбулла позволяет предположить причину возникновения достаточно часто наблюдающихся отклонений от линейности графика повторяемости в области максимальных возможных энергетических классов [71; 72]. Математически ее можно связать со значительным возрастанием значения параметра k для сильных событий (см. рис. 2.11, *e*), связанным с изменением режима процесса разрушения, что проявляется в отсутствии их взаимодействия с подготовкой событий следующего масштабного ранга.

Распределение Вейбулла также объясняет отмеченное на рис. 3.1 разделение событий по величине коэффициента вариации:

$$\chi(\Delta T) = \sigma(\Delta T) / \langle \Delta T \rangle = \sqrt{\Gamma(1 + 2/k) - \Gamma^2(1 + 1/k)} / \Gamma(1 + 1/k). \quad (3.8)$$

В частности, при $k = 0,5 \dots 1,5$

$$\chi(\Delta T) \approx 1/k. \quad (3.9)$$

Следовательно, уменьшение последствия для сильных событий с локальным повышением k (см. рис. 3.2) приводит к понижению $\chi(\Delta T)$.

3.3. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ТИПА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДЛЯ МИНИМАЛЬНЫХ РАССТОЯНИЙ МЕЖДУ СЕЙСМИЧЕСКИМИ СОБЫТИЯМИ

При изучении распределений минимальных расстояний между сейсмическими событиями ΔD_{\min} необходимо учитывать общую особенность этих данных. Она заключается в том, что в отличие от времен ожидания ΔT сейсмических событий их местоположение определяется с довольно большими погрешностями (для землетрясений они, как правило, составляют около 10 км), которые прежде всего зависят от плотности сейсмической сети, используемой при регистрации, а также от степени изученности условий распространения упругих волн в районе регистрации событий. Наличие погрешностей также связано с тем, что очаг сейсмического события не является точкой, а имеет некоторую протяженность. Таким образом, малые значения минимальных расстояний между сейсмическими событиями ΔD_{\min} , сопоставимые по величине с погрешностями в регистрации местоположения событий, не могут рассматриваться как достоверные. При

этом следует отметить, что малые значения ΔD_{\min} встречаются значительно чаще больших, т. е. в большинстве случаев пренебрежение такими погрешностями может сильно повлиять на получаемые результаты. Это приводит к невозможности использования стандартных методов для определения параметров распределения ΔD_{\min} , расчета его числовых характеристик и т. д.

Дополнительной сложностью является цензурирование данных, связанное с конечностью рассматриваемой области. Оно заключается в том, что для событий, расположенных вблизи границы этой области, при определении минимального расстояния анализируются не все окружающие их события, вследствие чего может произойти завышение значений ΔD_{\min} . Однако в силу того что относительно большие значения минимальных расстояний ΔD_{\min} встречаются достаточно редко, такое цензурирование будет существенным только для событий, расположенных вблизи границ рассматриваемой области, и при ее большой протяженности влиянием данного эффекта можно пренебречь.

Отмеченные выше особенности обуславливают то, что в реальных условиях не представляется возможным достоверно определить вид функции распределения минимальных расстояний между сейсмическими событиями в области малых значений, а в случае малой протяженности анализируемого пространственного участка – и в других областях. В таких условиях задача нахождения типа распределения минимальных расстояний между сейсмическими событиями может быть сформулирована как задача нахождения семейства распределений, достаточно хорошо аппроксимирующего представительные участки эмпирических функций распределения, построенных по реальным данным.

Анализ экспериментальных данных показал, что для аппроксимации представительных участков распределения ΔD_{\min} , так же как и для временных интервалов, хорошо подходит распределение Вейбулла.

Распределение ΔD_{\min} для Камчатско-Курильского региона и его аппроксимация распределением Вейбулла с параметрами $k = 1,3$, $\lambda = 0,255$ (рис. 3.4) свидетельствует о том, что максимальное отклонение между полученной эмпирической функцией распределения ΔD_{\min} и ее аппроксимацией наблюдается в области малых значений ΔD_{\min} (меньше 10 км). В частности, оно связано с тем, что около 10 % всех значений равно 0, что явно не соответствует действительности и отражает ограниченность в точности определения положения гипоцентра землетрясений.

Сравнение полученных распределений с масштабированными распределениями для Камчатско-Курильского региона (см. рис. 2.8, б, г, е) по-

звolyет сделать вывод о том, что значимые отклонения наблюдаются также на уровне $F \leq 0,3$.

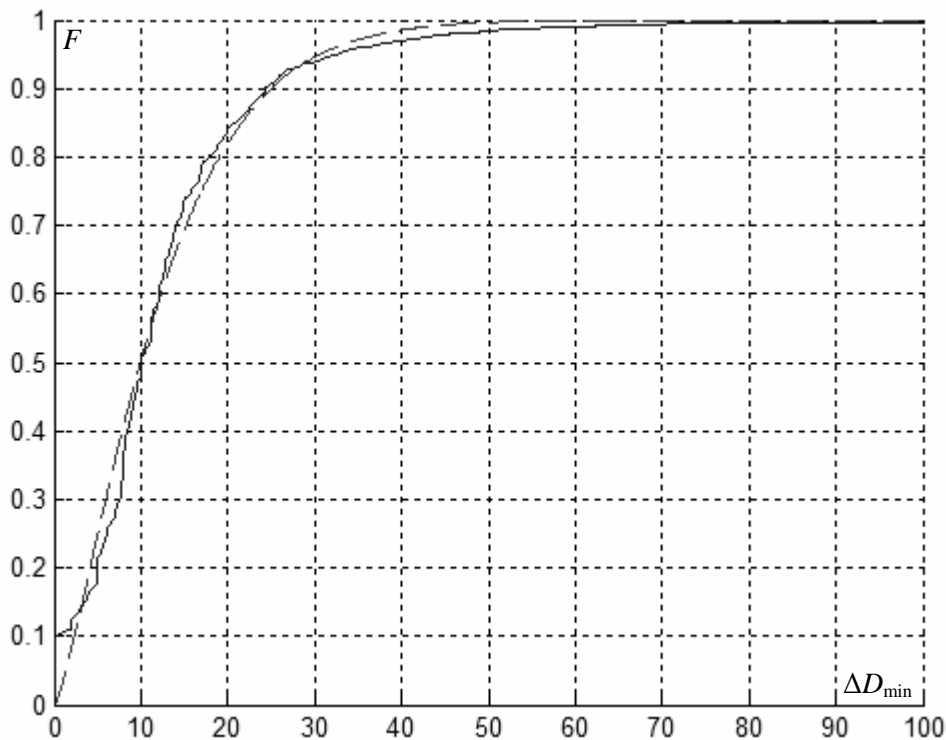


Рис. 3.4. Распределение минимальных расстояний ΔD_{\min} между сейсмическими событиями для Камчатско-Курильского региона

Таким образом, можно говорить, что точность определения гиперцентров составляет около 8 км. Данный метод анализа функций распределений ΔD_{\min} позволяет оценивать точность определения гипоцентров и эпицентров и в других регионах.

* * *

Итак, на основе анализа большого набора данных с широкой вариацией масштабного интервала было установлено, что распределение времен ожидания сейсмических событий ΔT хорошо описывается распределением Вейбулла, которое также согласуется с тенденцией сейсмических событий группироваться во времени. Важно отметить, что широко используемое для описания времен ожидания сейсмических событий экспоненциальное распределение аппроксимирует данные не удовлетворительно. Распределение Вейбулла также хорошо аппроксимирует распределение минимальных расстояний между сейсмическими событиями ΔD_{\min} .

4. ВОЗМОЖНОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ОСОБЕННОСТЕЙ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОЙ СТРУКТУРЫ СЕЙСМИЧНОСТИ ДЛЯ ПРОГНОЗА ВОЗНИКНОВЕНИЯ СИЛЬНЫХ СЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ

Прогнозирование сильных сейсмических событий, сопровождающихся большими разрушениями и несущих значительный материальный ущерб, является важной научной задачей. При этом, как правило, имеется большой недостаток информации о процессах, ответственных за их возникновение, и практически отсутствует достаточно адекватное понимание их физической сущности. В настоящее время все шире применяется сейсмический метод контроля за текущим состоянием массива горных пород. В его рамках составляются каталоги сейсмических событий, где содержится информация об их координатах, времени возникновения и масштабе. Анализ этой информации позволяет делать практические выводы относительно протекающих в массиве процессов [5; 7; 11; 13; 14; 15; 19; 23; 25; 35; 42; 63; 66; 82; 83; 88; 89; 91; 95]. Важную роль при этом играет исследование структуры сейсмичности.

Ниже будут рассмотрены закономерности, позволяющие осуществлять прогноз сильных сейсмических событий.

4.1. РАЗРАБОТКА ФОРМАЛИЗОВАННОЙ МЕТОДИКИ ПРОГНОЗА СИЛЬНЫХ СЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ НА ОСНОВЕ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЕЙСМИЧНОСТИ

Сейсмический процесс имеет стохастическую природу. В этих условиях наиболее общим методом для исследования его закономерностей является применение аппарата теории вероятностей и математической статистики, позволяющего получать выводы с минимумом первоначальных допущений. Одним из популярных подходов к оценке сейсмической опасности является сглаживание слабой сейсмичности [75; 86; 98]. В соответствии с этим подходом вблизи гипоцентра нового зарегистрированного

землетрясения сейсмическая опасность повышается, а с течением времени и по мере удаления от гипоцентра она снижается.

Физической основой рассматриваемого подхода являются закономерности кластеризации / группирования землетрясений в пространстве и во времени. Группирование приводит к тому, что вблизи эпицентра очередного землетрясения и в период после его возникновения возрастает риск появления следующего землетрясения (в том числе и сильного), но по прошествии времени и по мере удаления от эпицентра текущего землетрясения обусловленный им риск нового землетрясения уменьшается. При этом практический интерес представляет риск возникновения достаточно сильных землетрясений. В большинстве работ соответствующие функции риска являются функциями от времени до ранее зарегистрированных землетрясений и от расстояний до них (может также учитываться магнитуда зарегистрированных ранее событий), задаваемые эмпирически с последующим тестированием их эффективности [65; 67; 75; 98].

Далее будет описана разработанная автором формализованная методика прогноза сильных сейсмических событий на основе статистического анализа пространственно-временного распределения сейсмичности, а также ее применение и проверка на примере Алтае-Саянской складчатой области.

4.1.1. Оценка плотности вероятности возникновения сильного сейсмического события

Сформулируем задачу исследования более строго, используя термины теории вероятностей. Оценка сейсмической опасности будет основываться на расчете вероятности возникновения относительно сильных землетрясений с учетом информации о зафиксированных ранее землетрясениях.

Будем обозначать землетрясение с магнитудой больше или равной M в заданной точке с координатами (x, y) в заданный момент времени t как $E = E(M, x, y, t)$. Далее предположим, что необходимо прогнозировать достаточно сильные землетрясения $E_s = E(M_s, x_s, y_s, t_s)$, имеющие магнитуду $M \geq M_s$. Построение прогнозной карты будем вести на основе определения и использования функции условного распределения $F_s(E_s | E_0)$, равной по определению вероятности возникновения по крайней мере одного сильного землетрясения E_s в течение промежутка времени Δt после возникновения землетрясения $E_0 = E(M_0, x_0, y_0, t_0)$ с $M_0 \leq M_s$ на удалении от его гипоцентра, не превышающем r , т. е. $t_s - t_0 \leq \Delta t$, $\sqrt{(x_s - x_0)^2 + (y_s - y_0)^2} \leq r$. Таким образом, в общем виде $F_s(E_s | E_0) = F_s(r, \Delta t, M_s, M_0, \varphi, x_0, y_0, t_0)$, где φ – угол между направлением «север–юг» и линией, соединяющей точки

(x_0, y_0) и (x_s, y_s) . В данной монографии предполагается, что зависимостью $F_s(E_s | E_0)$ от взаимной пространственной ориентации E_0 и E_s (угла φ), а также от x_0, y_0 и t_0 в первом приближении можно пренебречь. Далее будет также показано, что зависимость от M_0 не велика, таким образом $F_s(E_s | E_0) \approx F_s(r, \Delta t, M_s)$.

Определив вид функции условного распределения $F_s(E_s | E_0) = F_s(r, \Delta t, M_s)$, можно найти условную плотность вероятности возникновения по крайней мере одного сильного землетрясения с магнитудой $M \geq M_s$ в точке (x_s, y_s) за промежуток времени (t_{s_1}, t_{s_2}) после возникновения землетрясения $E_{0i} = E(M_{0i}, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$. В соответствии с теорией вероятностей [30; 48] условная плотность вероятности будет

$$f_s(M_s, x_s, y_s, t_{s_1}, t_{s_2}, M_{0i}, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i}) = \left(\frac{1}{2\pi r} \int_{t_{s_1}-t_{0i}}^{t_{s_2}-t_{0i}} \frac{\partial^2 F_s(r, \Delta t, M_s)}{\partial r \partial (\Delta t)} d(\Delta t) \right) \Bigg|_{r=\sqrt{(x_s-x_{0i})^2+(y_s-y_{0i})^2}} =$$

$$= \left(\frac{1}{2\pi r} \frac{\partial(F_s(r, t_{s_2}-t_{0i}, M_s) - F_s(r, t_{s_1}-t_{0i}, M_s))}{\partial r} \right) \Bigg|_{r=\sqrt{(x_s-x_{0i})^2+(y_s-y_{0i})^2}} = f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i}).$$

В качестве оценки опасности возникновения по крайней мере одного сильного землетрясения с магнитудой $M \geq M_s$ в точке (x_s, y_s) за промежуток времени (t_{s_1}, t_{s_2}) достаточно естественно взять максимальное из всех значений условной плотности вероятности $f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$, рассчитанных для всех уже зарегистрированных представительных землетрясений E_{0i} . Именно эта оценка и будет рассматриваться как оценка уровня опасности возникновения сильного землетрясения E_s . Для ее определения следует получить выражение для функции распределения $F_s(E_s | E_0) = F_s(r, \Delta t, M_s)$.

Это можно сделать на основе построения соответствующей условной эмпирической функции распределения $\bar{F}_s = \bar{F}_s(E_s | E_0) = \bar{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ и нахождения аналитического выражения, которое будет достаточно хорошо ее аппроксимировать. Значение функции распределения $F_s(r, \Delta t)$ равно вероятности возникновения в течение временного промежутка длительностью Δt на удалении от E_0 , не превышающем r по крайней мере одного относительно сильного землетрясения E_s с магнитудой $M \geq M_s$.

Построение $\bar{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ проведем на основе определения эмпирических функций распределения $\bar{F}_{s_i}(r, \Delta t, M_s)$ для каждого землетрясения E_{0i} из выбранной пространственно-временной области и всех следующих за ним относительно сильных землетрясений E_{sj} . Для нахождения

$\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$ используем реально наблюдавшиеся значения r_{ij} и Δt_{ij} . При этом следует рассматривать значения только для надежно регистрируемых землетрясений E_{0i} и $\Delta t_{ij} > 0$. Для каждого зафиксированного землетрясения E_{0i} выделим пары значений $r_{ik}, \Delta t_{ik}$, для которых нет других пар $r_{ij}, \Delta t_{ij}$, таких что $r_{ij} < r_{ik}, \Delta t_{ij} < \Delta t_{ik}$, т. е. относительно сильное землетрясение E_{sk} является ближайшим к землетрясению E_{0i} по времени при фиксированном удалении либо по расстоянию при фиксированном временном промежутке. Таким образом, для каждого землетрясения E_{0i} мы получаем и отбираем такие значения $r_{ik}, \Delta t_{ik}$, которые необходимы для построения соответствующей ему функции распределения $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$ [30; 48].

При анализе эмпирических функций распределения $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$ нужно учитывать неизбежное цензурирование данных как по времени, так и по расстоянию. Оно связано с тем, что любой каталог землетрясений охватывает конечную по площади область и конечный по продолжительности временной период, т. е. в силу пространственно-временных рамок каталога возможен пропуск значений $r_{ik}, \Delta t_{ik}$, соответствующих относительно сильным землетрясениям E_{sk} , расположенным на большом пространственном удалении от E_{0i} или произошедшим значительно позднее E_{0i} . Тем не менее данный эффект не является определяющим в силу быстрого затухания $f_s(r, \Delta t)$, т. е. уменьшения скорости изменения $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$, с ростом r и Δt , или, иными словами, малой вероятности расположения ближайшего относительно сильного землетрясения на большом пространственном удалении или/и по прошествии значительного времени.

Поскольку $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ не зависит от x_{0i}, y_{0i} и t_{0i} , то все $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$ должны совпадать с $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$. Различие между $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$ объясняется лишь стохастическими отклонениями. Таким образом, для построения единой эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ можно использовать все значения $r_{ik}, \Delta t_{ik}$, полученные для всех $\hat{F}_{si}(r, \Delta t, M_s)$.

4.1.2. Оценка опасности возникновения землетрясений в Алтае-Саянской складчатой области

Для построения эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ проанализируем участок с координатами $86,0...97,5^\circ$ в. д. и $48,5...57,0^\circ$ с. ш. за период с 1964 по 1999 гг. Такой выбор участка позволил исключить из рассмотрения очаги Бусингольского и Чуйского (Алтайского) землетрясений, где фиксировались мощные афтершоковые последовательности. При анализе будем использовать данные о землетрясениях E_{0i} с магнитудой

$M \geq 2,0$ ($M_{0i} = 2,0$) (этот уровень приблизительно соответствует представительности землетрясений, зарегистрированных за рассматриваемый период) (рис. 4.1).

Для уменьшения влияния цензурирования данных в качестве E_{0i} дополнительно будем рассматривать только те землетрясения, которые были удалены от границ анализируемого участка на расстояние не менее чем на 200 км и при этом зафиксированы не менее чем за 6 000 сут ($\approx 16,5$ лет) до окончания выбранного временного промежутка. Это обеспечивает абсолютно корректное рассмотрение пространственного и временного удаления относительно сильных землетрясений E_{sj} от E_{0i} при $r < 200$ км и $\Delta t < 6 000$ суток, а также то, что на этом наиболее важном участке построение $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ идет на основании данных, где цензурирования нет.

Сравнение эмпирических функций распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ для землетрясений E_{0i} с магнитудой $M \geq 2,0$ ($M_s = 3,5$) (рис. 4.1, а) и землетрясений E_{0i} с магнитудой $M \geq 2,5$ (рис. 4.1, б) показывает, что зависимость распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ от M_{0i} минимальна. Далее мы будем рассматривать эмпирическую функцию распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$, полученную для $M_{0i} = 2,0$.

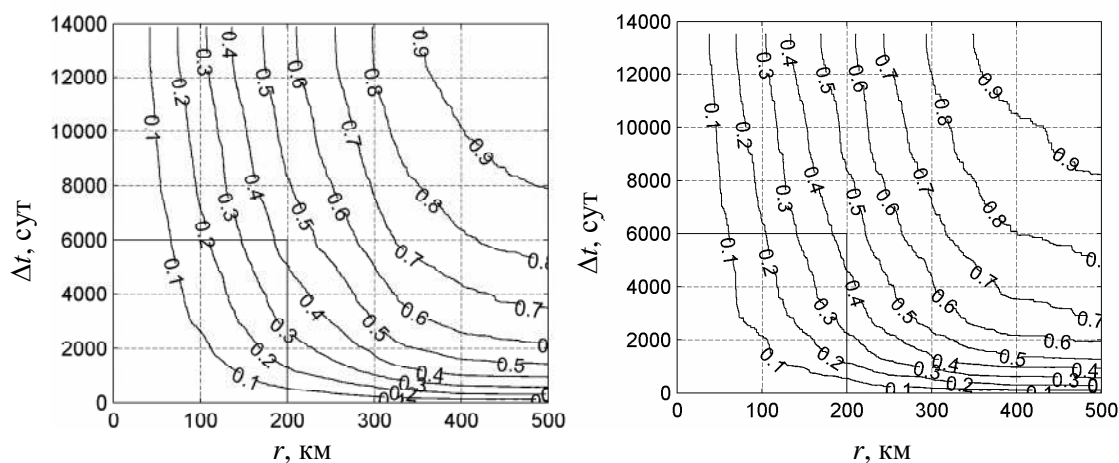


Рис. 4.1. Линии уровня эмпирических функций распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$:

а – для землетрясений E_{0i} с магнитудой $M \geq 2,0$ ($M_{0i} = 2,0$);

б – для землетрясений E_{0i} с магнитудой $M \geq 2,5$ ($M_{0i} = 2,5$)

Анализируя линии уровня в двойных логарифмических координатах на участке, где отсутствует цензурирование, можно отметить, что они хорошо приближаются прямыми (рис. 4.2), которым соответствуют зависимости вида $\ln \Delta t = -a_l \ln r + b_l$, где l – номер линии уровня, а при $a_l = a = 2,0$ наблюдается достаточно хорошая аппроксимация всех линий

уровня. В этом случае от значений эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ на l -й линии уровня \hat{F}_s^l зависит только величина b_l .

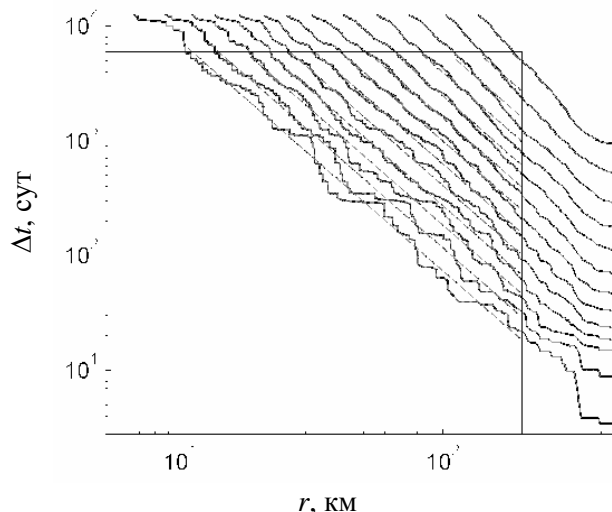


Рис. 4.2. Линии уровня эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ и их аппроксимация зависимостью вида $\ln \Delta t = -a \ln r + b_l$ при $a_l = a = 2,0$

После установления вида аппроксимации линий уровня $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ определим связь значений \hat{F}_s^l с b_l (рис. 4.3, а) и заменим b_l согласно выбранному выражению для аппроксимации на $\ln(\Delta t r^a)$, выражая Δt в сутках и r в километрах, а \hat{F}_s^l – на $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$. В результате получим выражение для искомой эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$.

Один из простых вариантов аппроксимации зависимости b_l от \hat{F}_s^l имеет вид

$$b_l = 1,31 \ln \hat{F}_s^l + 20,12,$$

или

$$\ln(\Delta t r^{2,0}) = 1,31 \ln(\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)) + 20,12,$$

откуда

$$\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s) = 2,08 \cdot 10^{-7} r^{1,53} \Delta t^{0,76}. \quad (4.1)$$

Такой вид аппроксимации достаточно удобен для вычислений в силу его простоты. Анализ разницы значений полученного выражения, аппроксимирующего функцию распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$, и ее реальных значений (рис. 4.3, б) показывает, что для $r < 100$ км ошибка не превышает 5 %,

но именно эту область и следует рассматривать как возможную зону влияния землетрясений. Значительные ошибки в аппроксимации наблюдаются только в области больших значений r и Δt , которая не представляет практического интереса в силу того, что искомая плотность вероятности $f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$ принимает там очень малые значения.

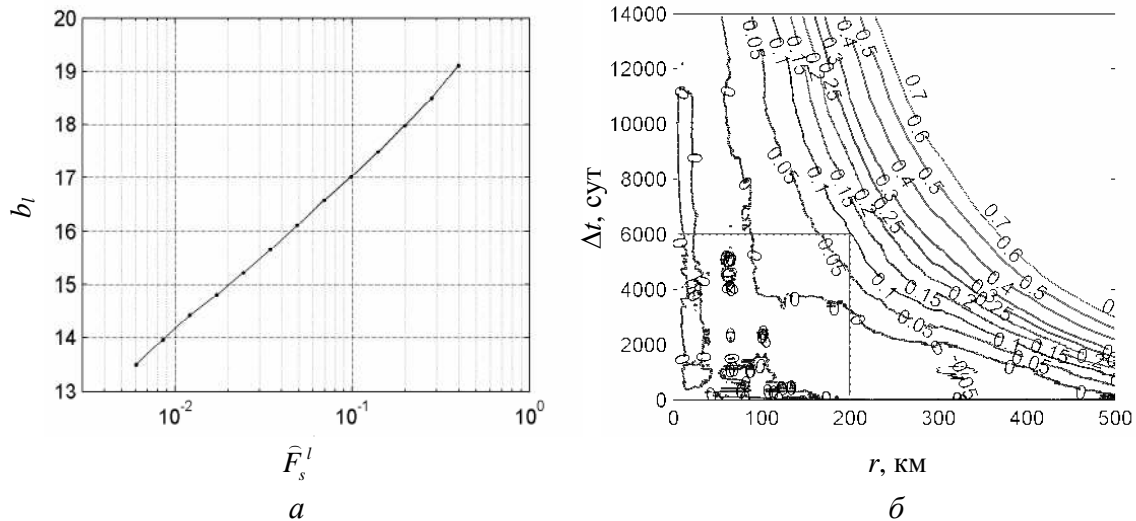


Рис. 4.3. Связь значений b_l и \widehat{F}_s^l , определяющих линии уровня (а), и оценка относительной ошибки аппроксимации эмпирической функции распределения $\widehat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$, соответствующая линейности зависимости b_l от $\ln \widehat{F}_s^l$ (б)

Получить более точные значения $\widehat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ в области больших значений r и Δt можно с помощью другой аппроксимации (рис. 4.4, а):

$$b_l = 1,25 \ln(-\ln(1 - \widehat{F}_s^l)) + 19,88,$$

откуда

$$\widehat{F}_s(r, \Delta t, M_s) = 1 - \exp(-1,26 \cdot 10^{-7} r^{1,60} \Delta t^{0,80}). \quad (4.2)$$

Ошибка аппроксимации в этом случае не велика для всех значений r и Δt , однако при дифференцировании $\widehat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ по r , которое необходимо для нахождения плотности $f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$, будет получена немонотонная функция по Δt , что при определенных условиях дает отрицательные значения плотности (рис. 4.4, а). Это обстоятельство существенно сужает область применения данной аппроксимации. Следует отметить, что вариант аппроксимации (4.1) лишен этого недостатка.

Таким образом, в соответствии с вышеизложенным имеем следующее выражение для $f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$ при $M_s = 3,5$:

$$\begin{aligned}
& f_s(r, t_{s1}, t_{s2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i}) = \\
& = \left(\frac{1}{2\pi r} \frac{\partial (F_s(r, t_{s2} - t_{0i}, M_s) - F_s(r, t_{s1} - t_{0i}, M_s))}{\partial r} \right) \Big|_{r=\sqrt{(x_s-x_{0i})^2+(y_s-y_{0i})^2}} = \\
& = 3,31 \cdot 10^{-8} ((t_{s2} - t_{0i})^{0,76} - (t_{s1} - t_{0i})^{0,76}) / r^{0,53}. \quad (4.3)
\end{aligned}$$

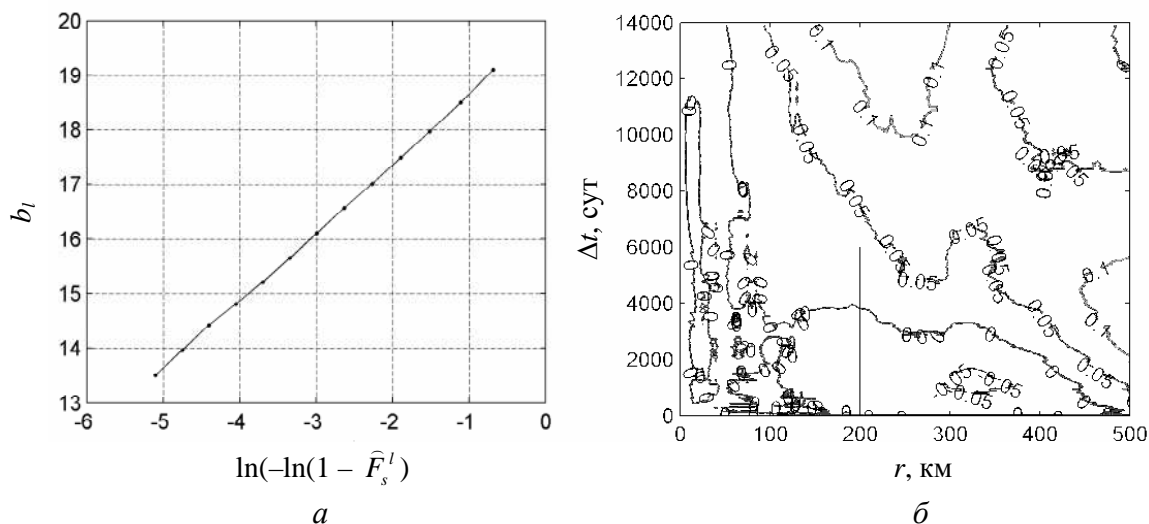


Рис. 4.4. Связь значений b_l и значений \hat{F}_s^l , определяющих линии уровня (а), и оценка ошибки аппроксимации эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$, соответствующая линейности зависимости b_l от $\ln(-\ln(1 - \hat{F}_s^l))$ (б)

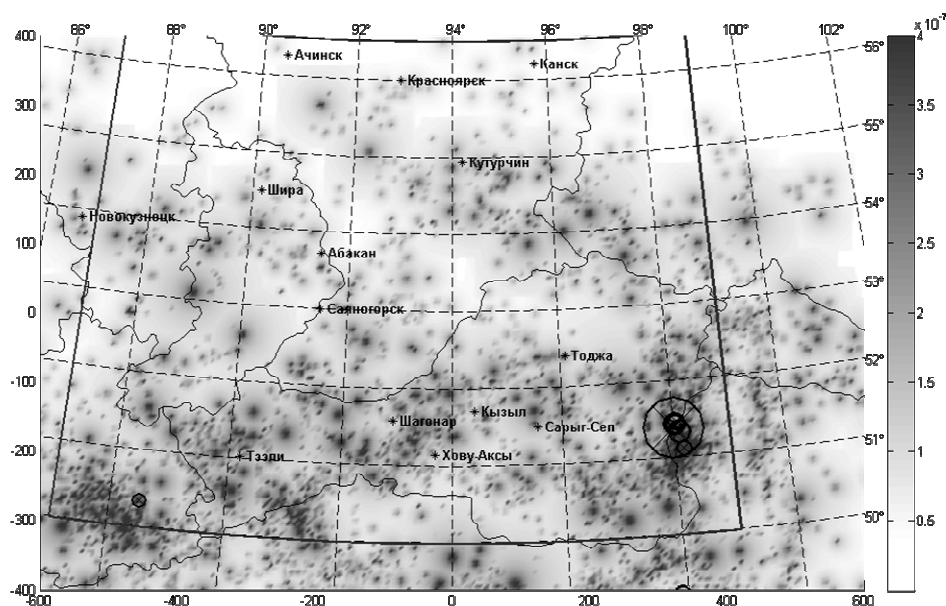
Это выражение получено на основе первого варианта аппроксимации эмпирической функции распределения $\hat{F}_s(r, \Delta t, M_s)$ (см. выражение (4.1) и рис. 4.3).

4.1.3. Примеры построения оценок опасности возникновения землетрясений в Алтае-Саянской складчатой области

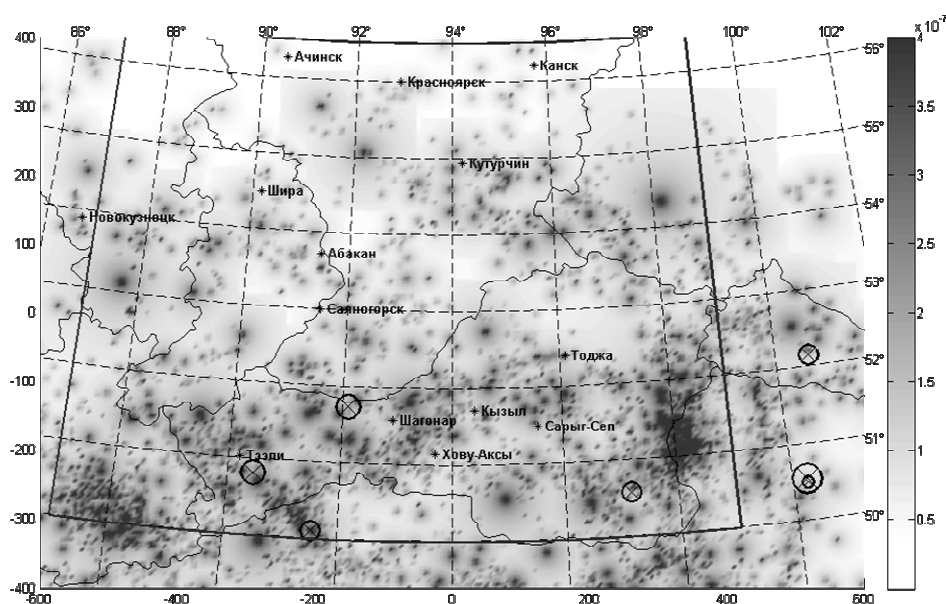
Для анализа эффективности разработанной формализованной процедуры оценок уровня опасности возникновения сильного землетрясения E_s были рассмотрены рассчитанные согласно выражению (4.3) карты опасности возникновения по крайней мере одного землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ на каждый квартал 2008 г. (рис. 4.5, 4.6).

При построении карт учитывались все землетрясения с магнитудой $M \geq 2,0$ с 1964 г. по начало соответствующего квартала в 2008 г., а затем находились максимальные значения $f_s(r, t_{s1}, t_{s2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$. Таким образом, при построении карт оценки уровня опасности использовались только зарегистрированные ранее представительные землетрясения.

Различные уровни опасности на этих картах показаны различным тоном, а также приведены соответствующие единицы значений; анализируемый район выделен жирной рамкой; произошедшие землетрясения с магнитудой $M > 3,5$ отмечены черными окружностями, линейный размер которых увеличен в 10 раз. Если максимальные значения $f_s(r, t_{s_1}, t_{s_2}, M_s, x_{0i}, y_{0i}, t_{0i})$ превышали величину $4 \cdot 10^{-7}$, то они для большей наглядности приравнялись к значению $4 \cdot 10^{-7}$.



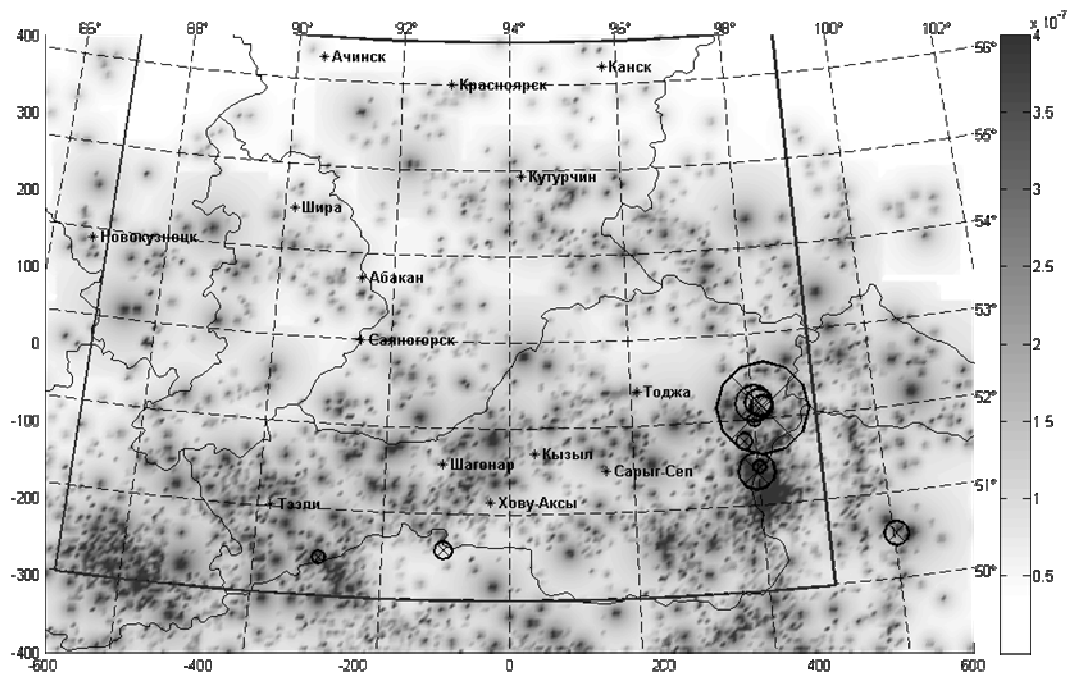
а



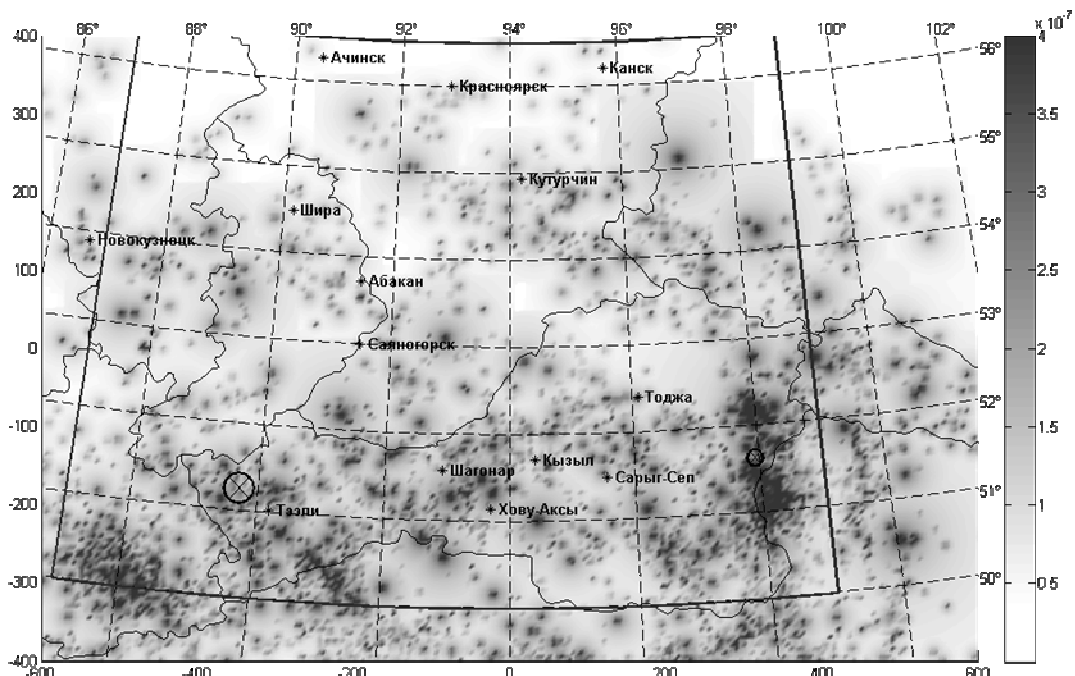
б

Рис. 4.5. Карты оценки уровня опасности возникновения по крайней мере одного землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ на I (а) и II (б) кварталы 2008 г.

Эффективность выделения областей с повышенным уровнем опасности можно оценить путем сравнения доли площади, которую занимают такие области в общей площади анализируемого района, с долей прогнозируемых землетрясений, попавших в эти области.



a



б

Рис. 4.6. Карты оценки уровня опасности возникновения по крайней мере одного землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ на III (*a*) и IV (*б*) кварталы 2008 г.

Очевидно, что высокоэффективный прогноз определяется сочетанием минимальной площади выделенных потенциально опасных областей и максимальным процентом попадания в них землетрясений прогнозируемой силы. А малоэффективный прогноз, соответствующий случайному выбору областей, приведет к тому, что превышение доли спрогнозированных землетрясений над долей площади опасных областей будет минимальным или даже нулевым. Соответствующие оценки эффективности построенных карт на I, II, III и IV кварталы 2008 г. (рис. 4.7, 4.8) показывают, что превышение доли спрогнозированных землетрясений над долей площади опасных областей наблюдается практически для всех уровней опасности.

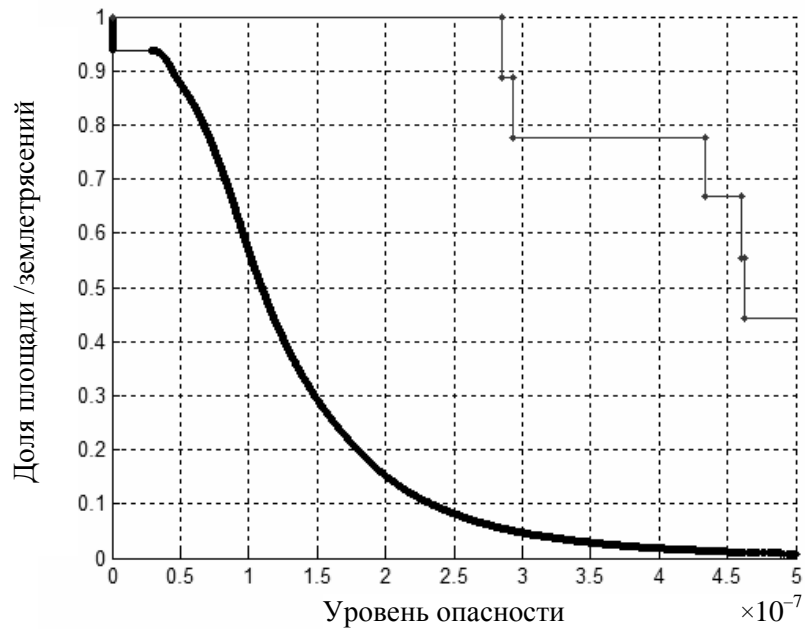
При рассмотрении карты оценки сейсмической опасности на I квартал 2008 г. (см. рис. 4.5, а, 4.7, а) можно отметить, что в области с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$ попали все десять землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, зарегистрированных за этот период, в то же время данные области занимают около 24 % площади анализируемого района, ограниченного 87 и 99° в. д. и 50,0 и 56,5° с. ш. Таким образом, разница между долей спрогнозированных землетрясений и долей площади опасных областей превышает 75 %, что говорит о высокой эффективности сделанного прогноза для уровня опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$, причем этот прогноз был бы еще более эффективным при использовании уровня опасности $\eta \geq 2,7 \cdot 10^{-7}$ (рис. 4.7, а).

После выделения на карте уровня опасности возникновения землетрясений на II квартал 2008 г. (см. рис. 4.5, б, 4.7, б) областей с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$ можно сделать вывод, что они занимают около 24 % площади анализируемого района и в них попадает пять из шести землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, т. е. более 83 %. В результате разница между долей спрогнозированных землетрясений и долей площади опасных областей превышает 59 %, что также говорит о достаточно высокой эффективности полученного прогноза для этого уровня опасности (рис. 4.7, б).

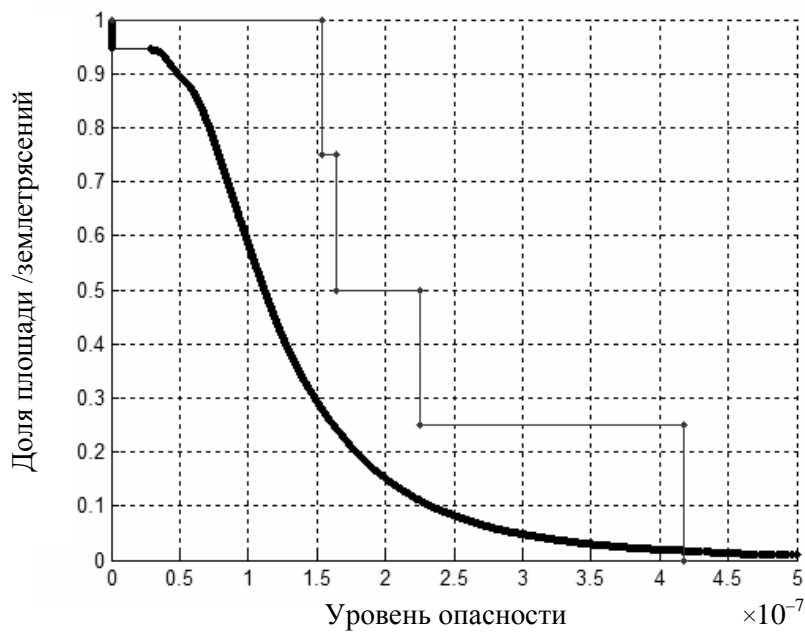
Дополнительно проводился анализ эффективности прогноза землетрясений с магнитудой $M \geq 3,0$, показавший, что эффективность прогноза таких землетрясений также достаточно высока при использовании областей с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$.

При анализе оценок опасности на III квартал 2008 г. (см. рис. 4.6, а, 4.8, а) получены сходные результаты: области с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$ занимают около 24 % площади изучаемого района и в них попадает девять из десяти землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, т. е. 90 %. Таким образом, разница между долей спрогнозированных землетрясений и долей площади опасных областей составляет 66 %, что свидетельствует о высокой эффективности сделанного прогноза для этого уровня опасности (рис. 4.8, б).

В IV квартале 2008 г. оба произошедших в анализируемом районе землетрясения попали в области с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$ (см. рис. 4.6, б, 4.8, б). Разница между долей спрогнозированных землетрясений и долей площади опасных областей превышает 75 % (рис. 4.8, б).



а



б

Рис. 4.7. Оценки эффективности карт (см. рис. 4.5) на I (а) и II (б) кварталы 2008 г. (жирной линией показана доля площади зон с превышением уровня опасности от общей площади анализируемой области, тонкой линией – доля землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, попавших в эти зоны)

Сделаем еще одно важное замечание. На карте оценки сейсмической опасности на IV квартал 2008 г. (см. рис. 4.6, б) на восточной границе Тувы хорошо видна Бусингольская активная зона, где в 2008 г. было зафиксировано два землетрясения с магнитудами 5,2 и 5,4. Опасность на ее северном участке значительно возросла по сравнению с опасностью на начало 2008 г. (см. рис. 4.5). На карте к западу от Тувы хорошо прослеживается Алтайская активная зона, а на юго-западном участке ее границы – Шапшальская зона.

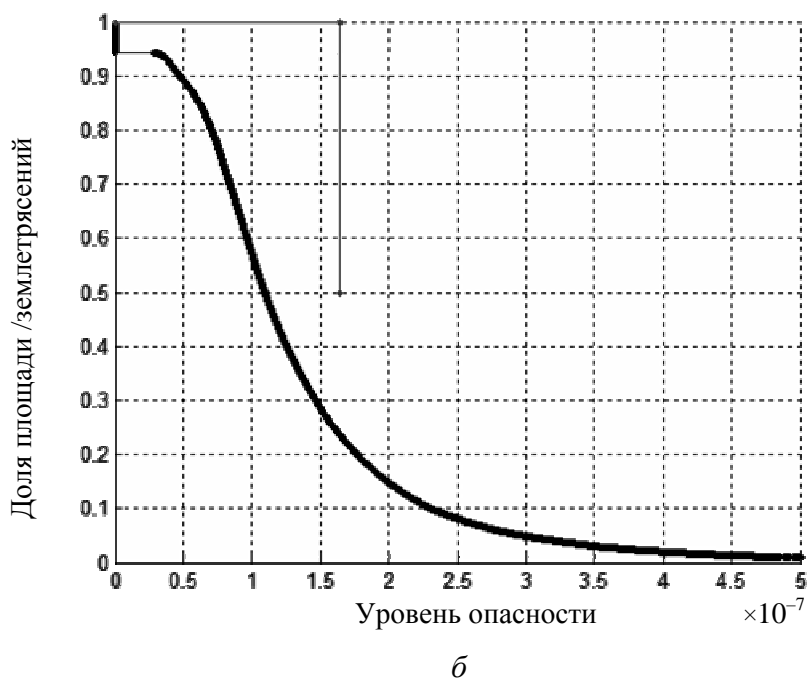
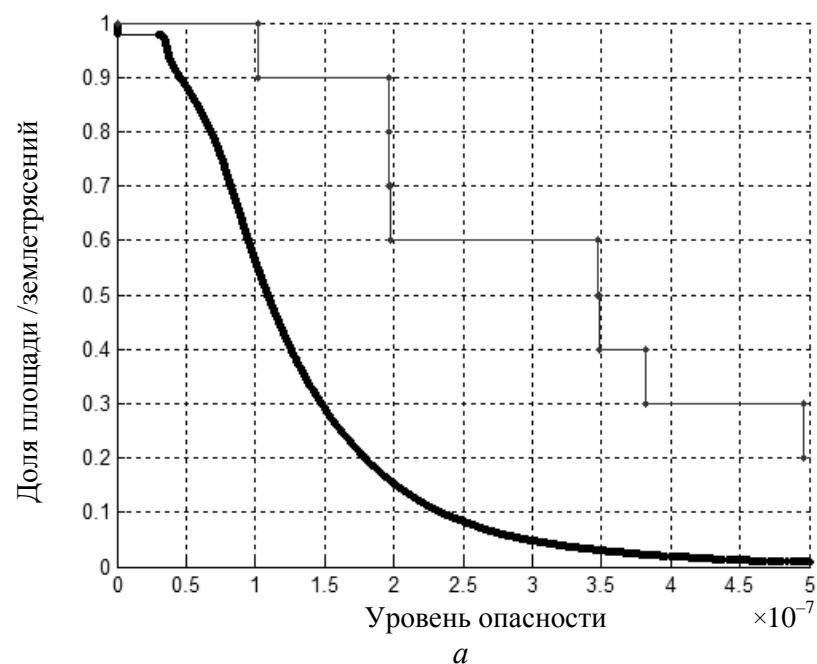


Рис. 4.8. Оценки эффективности карт (см. рис. 4.6) на III (а) и IV (б) кварталы 2008 г. (обозначения см. в подрисуночной подписи к рис. 4.7)

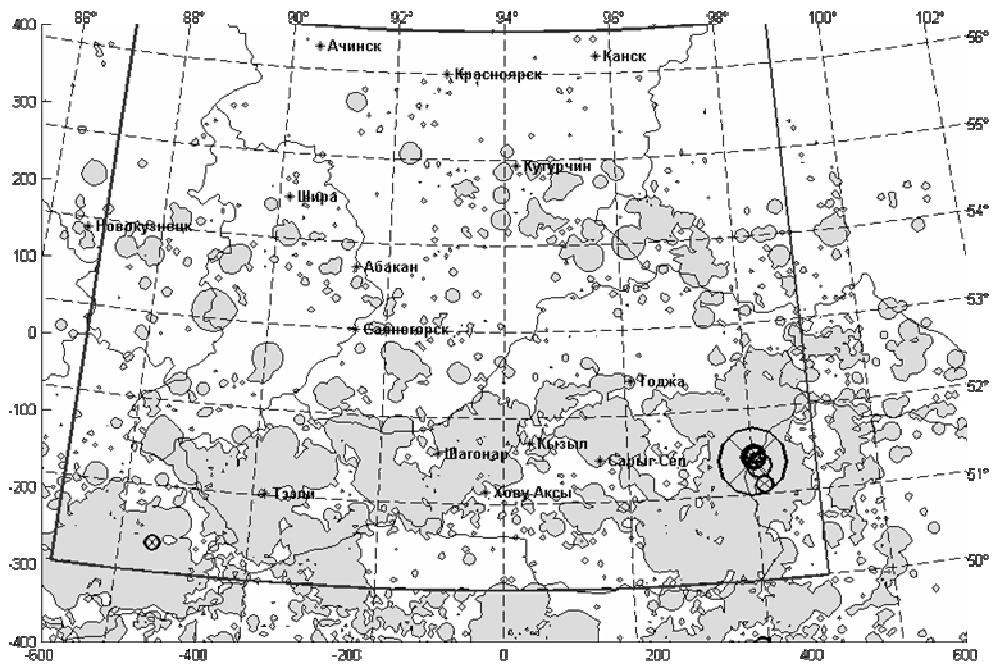
Рассматривая оценку опасности возникновения землетрясений на территории Красноярского края, следует выделить зону очага Караганского землетрясения ($54,63^\circ$ с. ш., $95,07^\circ$ в. д.), где 27 октября 2000 г. произошло землетрясение с магнитудой 5,2, сейсмическая активность которой в настоящее время значительно снизилась. На построенной карте достаточно хорошо прослеживается область, соответствующая Дербинской глыбе, совпадающей по направлению с линией «озеро Байкал – Ачинск». На этом направлении также хорошо виден участок, соответствующий Солгонскому землетрясению ($55,64^\circ$ с. ш., $91,28^\circ$ в. д.), произошедшему 1 февраля 2007 г. и имевшему магнитуду 3,7. Это землетрясение ощущалось жителями нескольких районов Красноярского края. В рамках указанной структуры 24 марта 2009 г. произошло и Крольское землетрясение ($54,73^\circ$ с. ш., $93,49^\circ$ в. д.) с магнитудой 4,9, ощущавшееся многими жителями города Красноярска и попавшее в прогнозную область с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$.

Некоторая сейсмическая опасность в районе Красноярска также связана с наведенной сейсмичностью в районе водохранилища Красноярской ГЭС. Соответствующий участок имеется и в районе водохранилища Саяно-Шушенской ГЭС.

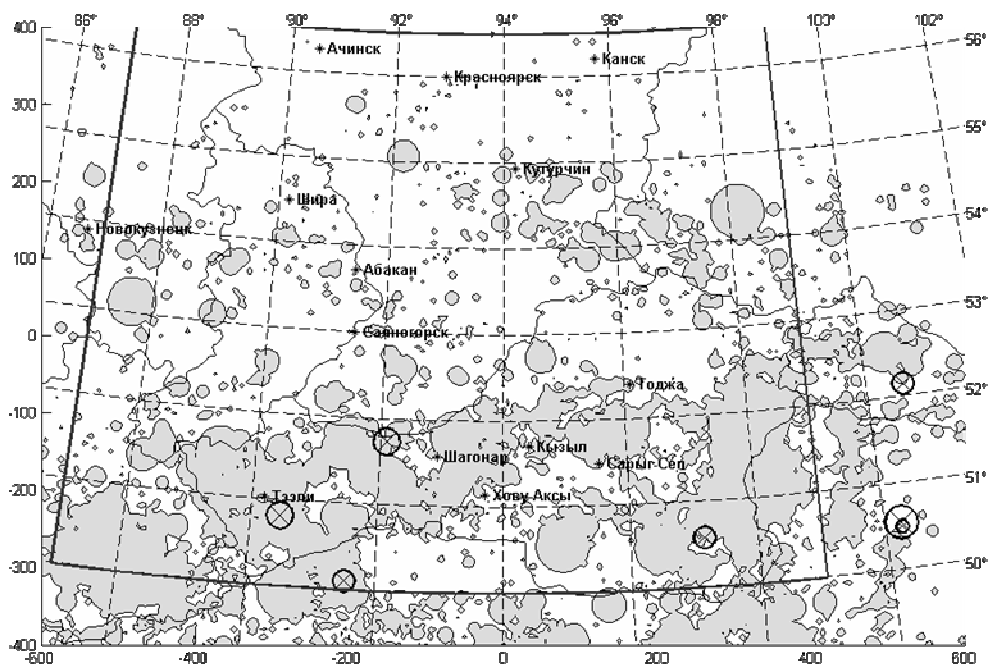
Полученные оценки эффективности построенных карт в качестве наиболее опасных областей позволяют рассматривать области с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$. Эти области занимают около 24 % всей анализируемой площади, при этом в карты опасности на I, II и IV кварталы 2008 г. в них попало 100 % землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, а в карту на III квартал 2008 г. – 90 % таких землетрясений, т. е. эффективность выделения опасных областей достаточно высока. Более наглядно попадание относительно сильных землетрясений в контуры с уровнем опасности $\eta \geq 1,5 \cdot 10^{-7}$ показано на рис. 4.9, 4.10.

Превышение доли землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$ в наиболее опасных областях над долей площади, занимаемой ими, наблюдается и для других уровней опасности. Так, в случае рассмотрения областей с $\eta \geq 10^{-7}$ в 2008 г. обеспечивается прогноз 100 % землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$, причем эти области занимают около 57 %.

Высока эффективность прогнозов и для высокоопасных областей с $\eta \geq 4 \cdot 10^{-7}$, которые занимают всего около 2 % площади, в то время как согласно квартальным прогнозам 2008 г. в них попадает от 25 до 77 % землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$ (см. рис. 4.7, 4.8).

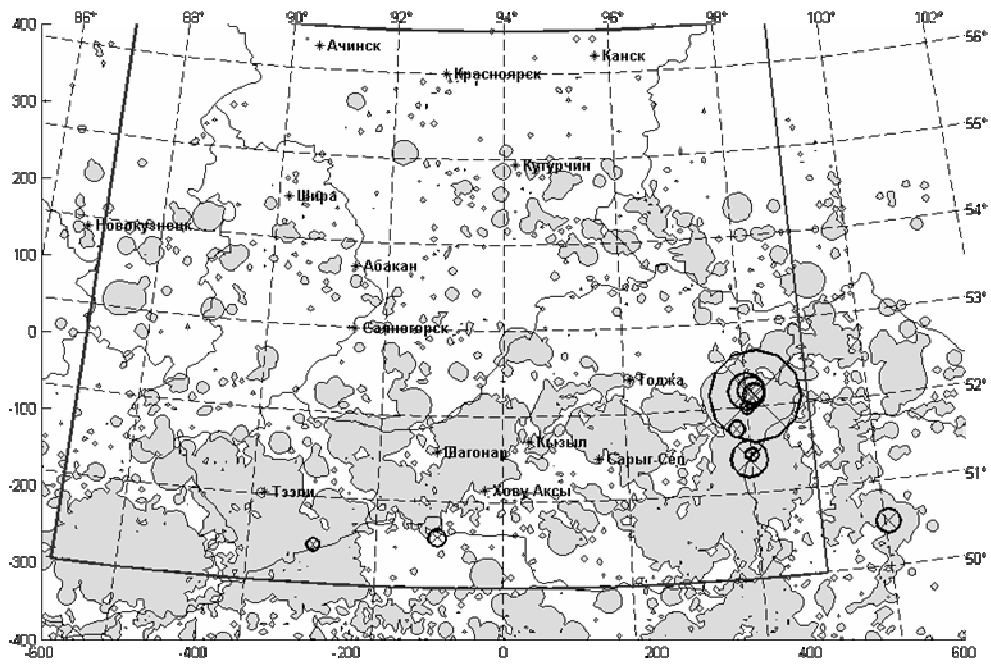


a

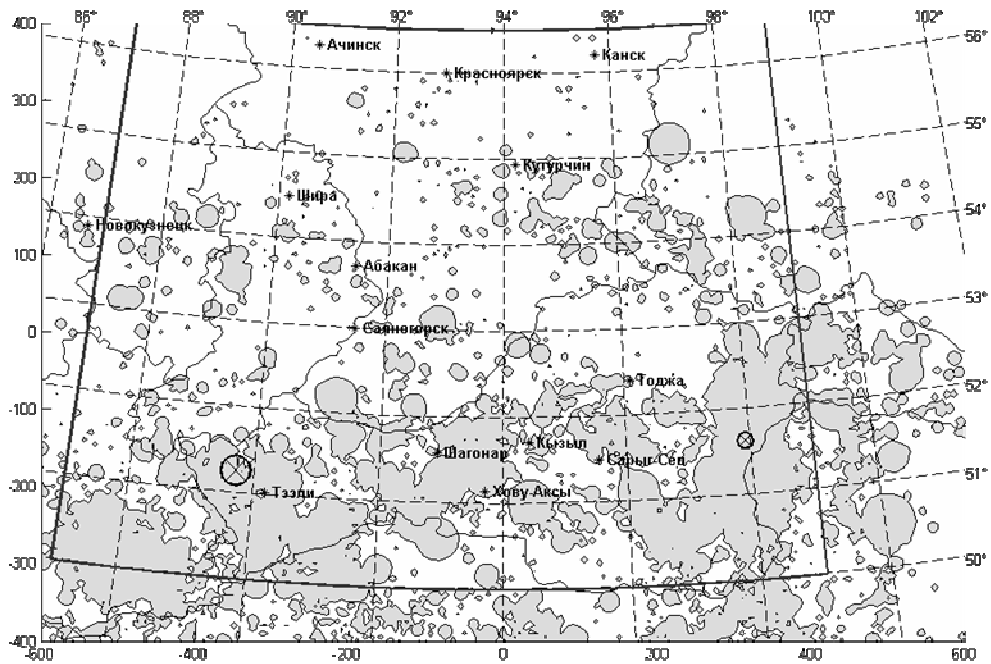


б

Рис. 4.9. Контуры с уровнем опасности $\eta \geq 4 \cdot 10^{-7}$ возникновения по крайней мере одного землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ на I (*a*) и II (*б*) кварталы 2008 г. (анализируемый район выделен жирной рамкой; произошедшие за рассматриваемый промежуток землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ показаны черными окружностями, их линейный размер увеличен в 10 раз)



a



b

Рис. 4.10. Контуры с уровнем опасности $\eta \geq 4 \cdot 10^{-7}$ возникновения по крайней мере одного землетрясения с магнитудой $M \geq 3,5$ на III (*a*) и IV (*b*) кварталы 2008 г.

(обозначения см. в подрисуночной подписи к рис. 4.10)

Анализ карт оценки уровня опасности за продолжительный промежуток времени показывает высокую эффективность выделения областей с уровнем опасности $1,5 \cdot 10^{-7}$ и выше, куда согласно ретроспективному анализу, попадают в среднем около 87% землетрясений с магнитудой $M \geq 3,5$ и около 96% землетрясений с магнитудой $M \geq 4,5$ (рис. 4.11).

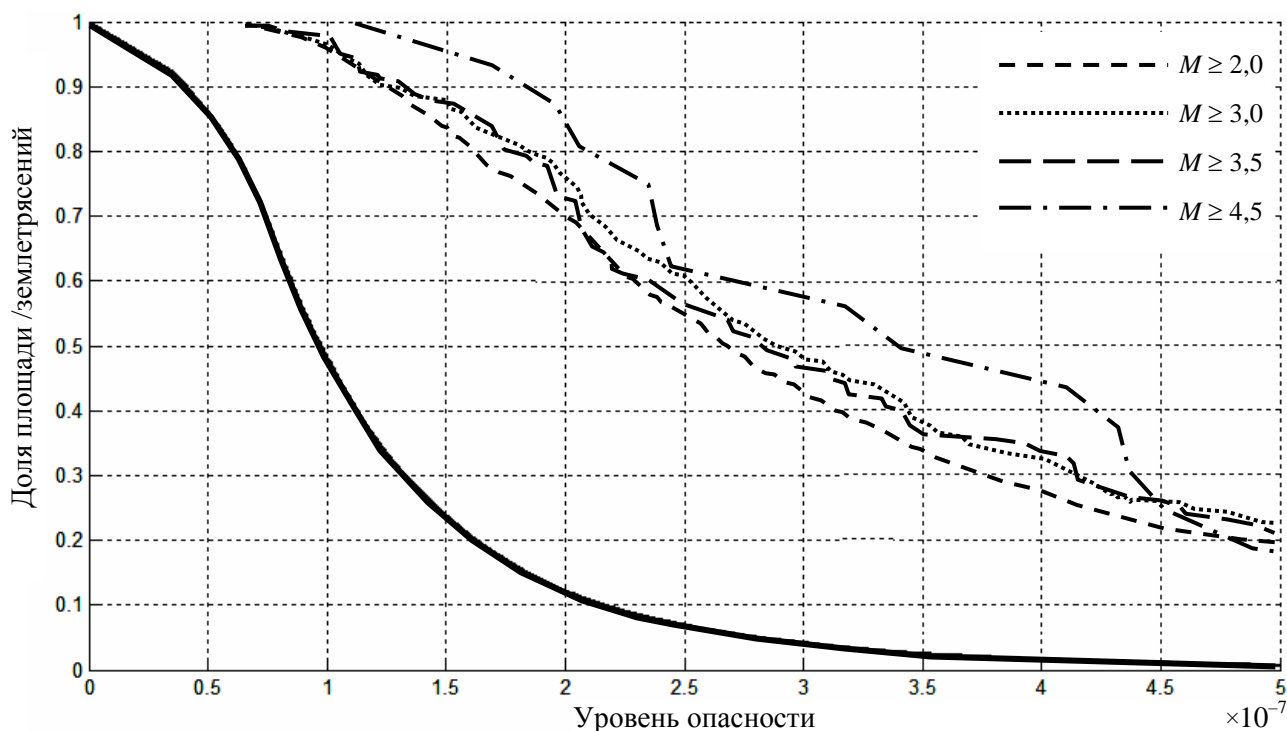


Рис. 4.11 – Средняя эффективность карт квартальных оценок опасности возникновения по крайней мере одного относительно сильного землетрясения на 2004–2009 гг. (жирной линией показана доля площади зон с превышением заданного уровня опасности от общей площади анализируемой области; тонкими линиями – доля землетрясений с магнитудами, указанными в легенде и попавшими в эти зоны)

Таким образом, разработанный подход к оценке уровня опасности возникновения сильных землетрясений на основе анализа каталогов сейсмических событий показал достаточно высокую эффективность. В настоящее время работы по его совершенствованию продолжаются.

4.2. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СВОЙСТВ САМОПОДОБИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ВРЕМЕН ОЖИДАНИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ ДЛЯ ПРОГНОЗА

Возвращаясь к основному свойству структуры сейсмичности – ее самоподобию на разных масштабных уровнях, представленному в виде соотношений (2.3), (2.18), согласно которым случайная величина $\Delta T \cdot E^\gamma$ или

$1/(\Delta T \cdot E^\gamma)$ имеет одинаковое распределение для всех масштабных уровней, можно ввести параметр

$$P = 1/(\Delta T \cdot E^\gamma),$$

который будет полезен при прогнозировании возникновения сильных сейсмических событий.

Очевидно, что вследствие постоянства распределения случайной величины ΔT_0 и P :

$$M(P) = \text{const},$$

для любого масштабного уровня, определяемого E . Постоянство в последнем выражении имеет смысл постоянства среднего значения параметра P , отклонения от которого могут говорить о нестационарности процесса разрушения.

Параметру P можно дать целый ряд интерпретаций: его можно рассматривать как нормированную на $E^{-\gamma}$ сейсмическую активность или как нормированную на $E^{1-\gamma}$ мощность энерговыделения на данном энергетическом уровне. Такая нормировка позволяет изучить и сравнить активность (или мощность энерговыделения) одновременно на разных масштабных уровнях. Если взять величину $1/P$, то в этом случае P является нормированными на коэффициент E^γ временами ожидания ΔT . Этот коэффициент при вычислении P позволяет представить все масштабные уровни на одном графике, а также анализировать изменение параметра P со временем и переходом от одного уровня к другому.

Для проверки возможности применения введенного параметра P для прогноза сильных сейсмических событий возьмем участок на Североуральском бокситовом руднике (см. табл. 2.1). Локальность выбранного участка позволяет ожидать возможность выделения аномалий P , которые должны возникать при подготовке сильных событий (в данном случае – сильных горных ударов).

При анализе поведения параметра P на рассматриваемом участке (рис. 4.12) можно отметить миграцию его активности с одного масштабного уровня на другой, при этом повышение значения P соответствует увеличению активности на данном масштабном уровне (отметим, что часть графика с $\lg E > 5$ статистически не представительна – она в большой степени является лишь результатом интерполяции). Анализ этого графика также показывает, что практически каждому относительно сильному событию предшествует период сильного повышения параметра P у слабых событий, что можно рассматривать как предпосылку для использования этого параметра при прогнозе сильных сейсмических событий.

Как уже было установлено в п. 2.1, случайные величины $\Delta T / \langle \Delta T \rangle$, $\Delta T / 10^{\langle \lg \Delta T \rangle}$, $\Delta T / N$, как и величина P , имеют функцию распределения, не зависящую от масштабного уровня, только для параметра P вместо $\langle \Delta T \rangle$ и $10^{\langle \lg \Delta T \rangle}$ следует использовать их статистические оценки. Таким образом, данные величины также можно применять для прогноза возникновения сильных сейсмических событий.

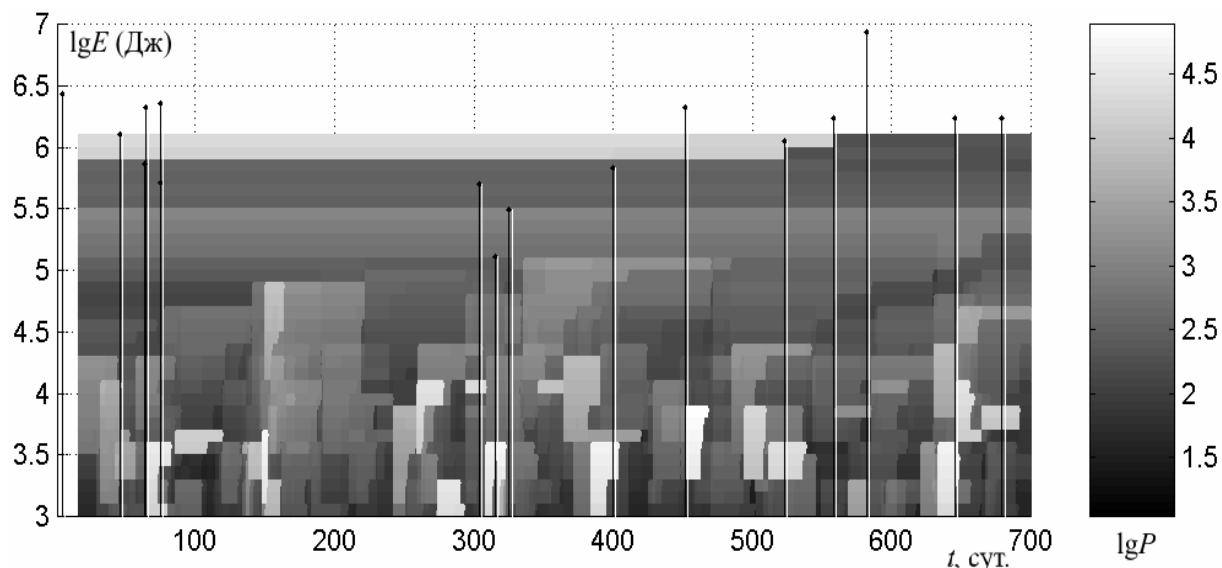


Рис. 4.12. Поведение логарифма параметра энерговыделения P для Североуральского бокситового рудника (интерполяция велась ступеньками; переход с одной ступеньки на другую производился в момент возникновения очередного события; вертикальными линиями отмечены моменты возникновения сильных событий, координаты точек, где кончаются линии, соответствуют их энергетическому классу; объем выборки для осреднения времен ожидания событий $N_s = 5$)

Предлагаемый подход позволяет объединить информацию, содержащуюся как на графике повторяемости Гутенберга–Рихтера, так и в кинетике времен ожидания сейсмических событий без разделения их по масштабу, что открывает дополнительные возможности для прогнозирования сильных сейсмических событий.

* * *

Таким образом, на основе анализа совместного пространственно-временного распределения сейсмичности разработана формализованная методика прогноза сильных сейсмических событий. Применение данной методики для территории Алтае-Саянской складчатой области показало ее достаточно высокую эффективность. Дополнительно предложен и рассмотрен параметр P , позволяющий анализировать развитие процесса разрушения и его переход с одного масштабного уровня на другой.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной монографии рассмотрена теория масштабирования функций распределения временных и пространственных характеристик в сейсмологии, соответствующая предположению о подобии структуры сейсмичности в разных энергетически-пространственно-временных интервалах. Физическим обоснованием такого подобия является единый механизм процесса разрушения горных пород. Также была представлена модель ускоренных испытаний, соответствующая базовым утверждениям данной теории, применение которой позволило получить несколько дополнительных соотношений и новые выражения для коэффициента масштабирования распределений. Кроме того, была выявлена связь теории масштабирования с законом Гутенберга–Рихтера, на основании чего найдены новые соотношения для различных подходов к масштабированию функций распределения характеристик.

Проверка разработанной теории и полученных соотношений для различных сейсмоактивных регионов велась для двух характеристик: времени ожидания между землетрясениями ΔT и нового параметра ΔD_{\min} , который является минимальным расстоянием от текущего сейсмического события до ближайшего (в пространстве) события в некотором энергетически-пространственно-временном интервале. Распределение ΔT и ΔD_{\min} позволяет оценить временной интервал до следующего землетрясения и удаленность очередного землетрясения от произошедших ранее. Таким образом, эти характеристики очень важны для оценки сейсмической опасности. Масштабирование распределений с применением основного выражения для коэффициента масштабирования было успешным как для всех энергетически-пространственно-временных интервалов в случае характеристики ΔD_{\min} , так и для различных энергетических диапазонов (масштабных уровней) в случае ΔT . При этом функция распределения ΔT в большинстве случаев была стабильна для различных временных интервалов и практически нестабильна для различных пространственных областей.

Применение выражения для коэффициента масштабирования, полученного при рассмотрении модели ускоренных испытаний, также было

достаточно успешным. В большинстве случаев основные соотношения этой модели выполнялись удовлетворительно. А детальное рассмотрение важного частного случая подобия структуры сейсмичности на разных масштабных уровнях показало, что отклонения от теоретических соотношений в представительной области минимальны.

Результаты проведенного исследования, базирующиеся на разработанной теории масштабирования функций распределения характеристик в сейсмологии, позволяют говорить о том, что подобие пространственной и временной структуры сейсмичности является ее общим свойством.

В монографии также был рассмотрен вопрос о типе распределения времен ожидания ΔT и минимальных расстояний между сейсмическими событиями ΔD_{\min} . Показано, что они хорошо описываются семейством распределений Вейбулла, причем для времен ожидания ΔT распределение Вейбулла имеет преимущество перед другими основными распределениями, используемыми в теории надежности. Что касается широко применяемого показательного распределения, то оно хорошо описывает времена ожидания ΔT только для сильных событий, что свидетельствует о существовании у слабых событий тенденции к группированию при взаимной независимости сильных событий.

Особое внимание в монографии уделено формализованной методике оценки сейсмической опасности на основе анализа пространственно-временного распределения ранее зарегистрированной сейсмичности. Эта методика базируется на выявлении статистической связи между возникновением сильного события и предшествующих ему событий. Анализ ее применения при прогнозировании землетрясений в Алтае-Саянской складчатой области показал ее достаточно высокую эффективность.

В монографии также продемонстрировано, что детальное рассмотрение времен ожидания с разделением событий по масштабным уровням при построении графика повторяемости позволяет объединить информацию, содержащуюся как на этом графике, так и в кинетике временных интервалов между событиями без деления их по масштабу, что открывает дополнительные возможности для прогнозирования сильных сейсмических событий.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЕ ССЫЛКИ

1. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности : пер. с англ. – М. : Сов. радио, 1969. – 488 с.
2. Богданов Дж., Козин Ф. Вероятностные модели накопления повреждений : пер. с англ. – М. : Мир, 1989. – 344 с.
3. Борняков С. А., Шерман С. И. Многоуровневая самоорганизация деструктивного процесса в сдвиговой зоне (по результатам физического моделирования) // Физ. мезомеханика. – 2000. – Т. 3, № 4. – С. 107–115.
4. Гайский В. Н. Статистические исследования сейсмического режима. – М. : Наука, 1970. – 124 с.
5. Геодинамический мониторинг при крупномасштабных горных работах и некоторые предвестники мощных динамических явлений в рудниках / А. А. Козырев, В. И. Панин, В. А. Мальцев, М. В. Аккуратов // Геодинамика и напряженное состояние недр Земли : тр. Междунар. конф., 4–7 окт. 1999 г., Новосибирск. – Новосибирск, 1999. – С. 324–330.
6. Герман В. И. Масштабирование распределений временных и пространственных характеристик в сейсмологии // Физические основы прогнозирования разрушения горных пород : тез. докл. VII Междунар. шк.-семинара, 17–21 окт. 2005 г., Борок / Ин-т физики Земли Рос. акад. наук. – М., 2005. – С. 19–20.
7. Герман В. И. О подходе к прогнозу сильных динамических событий на основе анализа фоновой сейсмичности // Геодинамика и напряженное состояние недр Земли : тр. Междунар. конф. / Ин-т гор. дела Сиб. отделения Рос. акад. наук. – Новосибирск, 2007. – С. 51–55.
8. Герман В. И. Разработка формализованной методики выделения микросейсмических данных, соответствующих подготовке горных ударов // Физические основы прогнозирования разрушения горных пород : материалы I Междунар. шк.-семинара, 9–15 сент. 2001 г., Красноярск / Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. – Красноярск, 2002. – С. 98–104.
9. Герман В. И. Самоподобие временной структуры сейсмических событий на разных масштабных уровнях // Вулканология и сейсмология. – 2005. – № 3. – С. 66–74.
10. Герман В. И. Самоподобие временных интервалов между актами разрушения в горных породах на различных масштабных уровнях // Физические основы прогнозирования разрушения горных пород : материалы I Междунар. шк.-семинара, 9–15 сент. 2001 г., Красноярск / Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. – Красноярск, 2002. – С. 66–72.

11. Герман В. И. Технология оценки состояния инженерных сооружений, встроенных в геосреду // Вестник НИИ СУВПТ : сб. науч. тр. / НИИ систем упр. волновых процессов и технологий. – Вып. 5. – Красноярск, 2000. – С. 214–219.
12. Герман В. И. Формализация процедуры прогнозирования динамических проявлений в массиве горных пород // Вестник молодых ученых. Серия: Физические науки. – 2002. – № 1. – С. 62–67.
13. Герман В. И., Мансуров В. А. К вопросу формализации процедуры прогнозирования динамических проявлений в массиве горных пород // Геодинамика и напряженное состояние недр : тр. Междунар. конф., 2–4 окт. 2001 г., Новосибирск / Ин-т гор. дела Сиб. отд-ния Рос. акад. наук. – Новосибирск, 2001. – С. 368–375.
14. Герман В. И., Мансуров В. А. Мониторинг индуцированной сейсмичности и процедура выделения очагов горных ударов // Физ.-техн. пробл. разраб. полез. ископаемых. – 2002. – № 4. – С. 28–37.
15. Герман В. И., Мансуров В. А. Прогноз обрушений на Жезканганском медном месторождении // Гор. информ.-аналит. бюл. – 2010. – № 1. – С. 95–104.
16. Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности. – М. : Наука, 1965. – 524 с.
17. Дамаскинская Е. Е., Куксенко В. С., Томилин Н. Г. Двухстадийная модель разрушения горных пород // Физика Земли. – 1994. – № 10. – С. 47–52.
18. Дягилев Р. А. Сейсмологический прогноз на рудниках и шахтах Западного Урала : автореф. дис. ... канд. физ.-мат. наук. – М., 2002. – 23 с.
19. Дягилев Р. А., Шулаков Д. Ю. Методы регионального и локального сейсмологического прогноза на калийных рудниках // Физические основы прогнозирования разрушения горных пород : тез. докл. I Междунар. шк.-семинара, 9–15 сент. 2001 г., Красноярск / Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. – Красноярск, 2002. – С. 58–59.
20. Журков С. Н. Кинетическая концепция прочности твердых тел // Вестн. АН СССР. – 1968. – № 3. – С. 46–52.
21. Журков С. Н., Куксенко В. С., Петров В. А. Физические основы прогнозирования механического разрушения // Докл. АН СССР. – 1981. – Т. 259, № 6. – С. 1350–1353.
22. Завьялов А. Д. Наклон графика повторяемости γ как предвестник сильных землетрясений на Камчатке // Прогноз землетрясений. – № 5. – Душанбе ; М. : Дониш, 1984. – С. 139–148.

23. Завьялов А. Д. Параметр концентрации сейсмогенных разрывов как предвестник сильных землетрясений Камчатки // Вулканология и сейсмология. – 1986. – № 3. – С. 58–71.
24. Завьялов А. Д. Среднесрочный прогноз землетрясений: основы, методика, реализация. – М. : Наука, 2006. – 254 с.
25. Завьялов А. Д., Никитин Ю. В. Параметр концентрации трещин при подготовке разрушения на разных масштабных уровнях // Вулканология и сейсмология. – 1997. – № 1. – С. 65–79.
26. Касахара К. Механика землетрясений : пер. с англ. – М. : Мир, 1985. – 262 с.
27. Кокс Д., Льюис П. Статистический анализ последовательностей событий : пер. с англ. – М. : Мир, 1969. – 312 с.
28. Кокс Д. Р., Оукс Д. Анализ данных типа времени жизни : пер. с англ. – М. : Финансы и статистика, 1988. – 191 с.
29. Концентрационный критерий разрушения твердых тел / С. Н. Журков, В. С. Куксенко, В. А. Петров и др. // Физические процессы в очагах землетрясений. – М. : Наука, 1980. – С. 78–96.
30. Кремер Н. Ш. Теория вероятностей и математическая статистика. – М. : ЮНИТИ, 2004. – 573 с.
31. Куксенко В. С. Кинетические аспекты процесса разрушения и физические основы его прогнозирования // Прогноз землетрясений. – № 4. – Душанбе ; М. : Дониш, 1983. – С. 8–20.
32. Лемешко Б. Ю., Постовалов С. Н. О распределениях статистик непараметрических критериев согласия при оценивании по выборкам параметров наблюдаемых законов // Завод. лаборатория. – 1998. – № 3. – С. 61–72.
33. Манжиков Б. Ц. Индуцированная сейсмичность и удароопасность шахтных полей : дис. ... д-ра физ.-мат. наук. – Бишкек, 1997. – 288 с.
34. Мансуров В. А. Прогнозирование разрушения горных пород. – Фрунзе : Илим, 1990. – 240 с.
35. Мансуров В. А., Герман В. И. Оценка устойчивости подземных сооружений на основе распознавания образов подготовки разрушения в горных породах // Геодинамика и напряженное состояние недр : тр. Междунар. конф., 6–9 окт. 2003 г., Новосибирск / Ин-т гор. дела Сиб. отд. ния Рос. акад. наук. – Новосибирск, 2004. – С. 408–412.
36. Мансуров В. А., Герман В. И. Прогноз обрушений на Жезказганском месторождении по данным сейсмического мониторинга // Гор. журн. – 2007. – № 1. – С. 89–93.

37. Методика оценки сейсмической опасности гидротехнических сооружений. – М. : Наука, 1990. – 138 с.
38. Мячкин В. И. Процессы подготовки землетрясений. – М. : Наука, 1978. – 232 с.
39. Мухамедов В. А. О фрактальной размерности временного подобия в последовательности сейсмических событий и иерархической структуре коры // Физика Земли. – 1995. – № 6. – С. 89–95.
40. О прогнозировании разрушения горных пород / С. Н. Журков, В. С. Куксенко, В. А. Петров и др. // Изв. АН СССР. Физика Земли. – 1977. – № 6. – С. 11–18.
41. Основы физики очага и предвестники землетрясений / В. И. Мячкин, Б. В. Костров, Г. А. Соболев, О. Г. Шамина // Физика очага землетрясения. – М. : Наука, 1975. – С. 6–29.
42. Параметры сейсмического процесса как предвестники техногенных катастроф / А. А. Козырев, В. И. Панин, В. А. Мальцев, М. В. Аккура-тов // Горная геофизика : тр. Междунар. конф., 22–25 июня 1998 г., Санкт-Петербург / НИИ гор. геомеханики и маркшейдер. дела. – СПб., 1998. – С. 438–443.
43. Петров В. А. О механизме и кинетике макроразрушения // Физика твердого тела. – 1979. – Т. 21, № 12. – С. 3681–3686.
44. Петров В. А. Основы кинетической теории разрушения и его прогнозирование // Прогноз землетрясений. – № 5. – Душанбе ; М. : Дониш, 1984. – С. 30–44.
45. Подобие в процессе разрушения горных пород на различных масштабных уровнях / В. С. Куксенко, В. А. Мансуров, Б. Ц. Манжиков и др. // Изв. АН СССР. Физика Земли. – 1990. – № 6. – С. 66–70.
46. Полякова Т. П. О пространственно-временном изучении сейсмического процесса методом скользящего графика повторяемости землетрясений // Докл. АН СССР. – 1990. – Т. 311, № 4. – С. 842–844.
47. Пространственно-временной анализ процесса разрушения горного массива на примере Североуральских бокситовых месторождений (ПО СУБР) / К. А. Воинов, А. С. Краков, Н. Г. Томилин, Д. И. Фролов // Физ.-техн. пробл. разраб. полез. ископаемых. – 1987. – № 1. – С. 22–27.
48. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. – М. : Физматлит, 2002. – 496 с.
49. Регель В. Р., Слуцкер А. И., Томашевский Э. Е. Кинетическая природа прочности твердых тел. – М. : Наука, 1974. – 560 с.

50. Ризниченко Ю. В. Размеры очага корового землетрясения и сейсмический момент // Исследования по физике землетрясений. – М. : Наука, 1976. – С. 9–27.
51. Садовский М. А. Автомодельность геодинамических процессов // Вестн. АН СССР. – 1986. – № 8. – С. 3–11.
52. Садовский М. А. О моделях геофизической среды и сейсмического процесса // Прогноз землетрясений. – № 4. – Душанбе ; М. : Дониш, 1983. – С. 268–272.
53. Садовский М. А., Болховитинов Л. Г., Писаренко В. Ф. Деформирование геофизической среды и сейсмический процесс. – М. : Наука, 1987. – 100 с.
54. Садовский М. А., Писаренко В. Ф. О зависимости времени подготовки землетрясения от его энергии // Докл. АН СССР. – 1983. – Т. 271, № 2. – С. 330–333.
55. Самоподобие сейсмического излучения во времени / Л. Н. Рыкунов, В. Б. Смирнов, Ю. О. Старовойт, О. С. Чубарова // Докл. АН СССР. – 1987. – Т. 297, № 6. – С. 1337–1341.
56. Сейсмическая сотрясаемость территории СССР. – М. : Наука, 1979. – 192 с.
57. Сейсмологические исследования горных ударов на Североуральских месторождениях бокситов / К. А. Воинов, А. С. Краков, В. С. Ломакин, Н. И. Халевин // Изв. АН СССР. Физика Земли. – 1987. – № 10. – С. 98–104.
58. Смирнов В. Б. Опыт оценки представительности данных каталогов землетрясений // Вулканология и сейсмология. – 1996. – № 4. – С. 93–105.
59. Смирнов В. Б. Повторяемость землетрясений и параметры сейсмического режима // Вулканология и сейсмология. – 1995. – № 3. – С. 59–70.
60. Смирнов В. Б., Завьялов А. Д. Концентрационный критерий разрушения с учетом фрактального распределения разрывов // Вулканология и сейсмология. – 1996. – № 4. – С. 75–80.
61. Смирнов В. Б., Пономарев А. В., Завьялов А. Д. Структура акустического режима в образцах горных пород и сейсмический процесс // Физика Земли. – 1995. – № 1. – С. 38–58.
62. Соболев Г. А. Основы прогноза землетрясений. – М. : Наука, 1993. – 313 с.
63. Соболев Г. А. Прогноз землетрясений // Сейсмические опасности : темат. том. – М. : Крук, 2000. – С. 97–138.

64. Соболев Г. А., Пономарев А. В. Физика землетрясений и предвестники. – М. : Наука, 2003. – 270 с.
65. Соболев Г. А., Тюпкин Ю. С. Аномалии в режиме слабой сейсмичности перед сильными землетрясениями Камчатки // Вулканология и сейсмология. – 1996. – № 4. – С. 64–74.
66. Соболев Г. А., Челидзе Т. Л., Завьялов А. Д. Карты ожидаемых землетрясений, основанные на комплексе сейсмологических признаков // Изв. АН СССР. Физика Земли. – 1990. – № 11. – С. 45–54.
67. Способ среднесрочного прогноза землетрясений / Г. А. Соболев, Ю. С. Тюпкин, В. Б. Смирнов, А. Д. Завьялов // Докл. Акад. наук. – 1996. – Т. 347, № 3. – С. 405–407.
68. Томашевская И. С., Хамидулин Я. Н. Предвестники разрушения горных пород // Изв. АН СССР. Физика Земли. – 1972. – № 5. – С. 12–20.
69. Томилин Н. Г. Иерархические свойства акустической эмиссии при разрушении горных пород / Физ.-техн. ин-т им. А. Ф. Иоффе Рос. акад. наук. – СПб., 1997. – 33 с.
70. Уломов В. И. Моделирование зон возникновения очагов землетрясений на основе решеточной регуляризации // Физика Земли. – 1998. – № 9. – С. 20–38.
71. Уломов В. И. Сейсмогеодинамика и сейсмическое районирование Северной Евразии // Вулканология и сейсмология. – 1999. – № 4–5. – С. 6–22.
72. Уломов В. И., Шумилина Л. С. Комплект карт общего сейсмического районирования территории Российской Федерации (ОСР-97). Объяснительная записка и список городов и населенных пунктов, расположенных в сейсмоопасных районах / гл. ред. В. Н. Страхов и В. И. Уломов. – 1 : 8 000 000. – М. : ОИФЗ : Роскартография, 2000. – 57 с.
73. Физические и методические основы прогнозирования горных ударов / В. С. Куксенко, И.Е. Инжеваткин, Б. Ц. Манжиков и др. // Физ.-техн. пробл. разраб. полез. ископаемых. – 1987. – № 1. – С. 9–22.
74. Baiesi M., Paczuski M. Scale-free networks of earthquakes and aftershocks // Phys. Rev. E. – 2004. – Vol. 69. – P. 066106.
75. Cao T. Q., Petersen M. D., Reichle M. S. Seismic hazard estimate from background seismicity in southern California // Bull. of the Seismological Soc. of America. – 1996. – Vol. 86. – P. 1372–1381.
76. Corral A. Local distributions and rate fluctuations in a unified scaling law for earthquakes // Phys. Rev. E. – 2003. – Vol. 68. – P. 035102 (R).

77. Corral A. Long-term clustering, scaling, and universality in the temporal occurrence of earthquakes // *Phys. Rev. Letters*. – 2004. – Vol. 92, № 10. – P. 1–4.

78. Corral A. Universal local versus unified global scaling laws in the statistics of seismicity // *Physica A*. – 2004. – Vol. 340. – P. 590–597.

79. Davidsen J., Goltz C. Are seismic waiting time distributions universal? // *Geophys. Res. Letters*. – Vol. 31. – P. L21612–L21616.

80. German V. Analysis of temporal structures of seismic events on different scale levels // *Pure and Applied Geophysics*. – 2006. – Vol. 163, № 10. – P. 2243–2258.

81. German V. Unified scaling theory for distributions of temporal and spatial characteristics in seismology // *Tectonophysics*. – 2006. – Vol. 424, № 3–4. – P. 167–175.

82. German V. I., Mansurov V. A. Evaluation software for prevention of accidents in rock masses // *Proc. of the ISRM Intern. Symp. on Rock Engineering for Mountainous Regions (Eurock-2002)*, Portugal, 25–28 Nov. 2002. – Funchal, 2002. – P. 497–500.

83. German V. I., Mansurov V. A., Boiko P. A. Seismic monitoring in Zhezkazgan mines: case study of an strong seismic event forecasting // *Deep Mining-07 : 4th Intern. Seminar on Deep and High Stress Mining*. – Perth, Australia : Australian Centre for Geomechanics, 2007. – P. 243–248.

84. Hirata T. A Correlation between the b value and the fractal dimension of earthquakes // *J. of Geophys. Research*. – 1989. – Vol. 94, № B6. – P. 7507–7514.

85. Kagan Y.Y. Universality of the seismic moment-frequency relation // *Pure Appl. Geophysics*. – 1999. – Vol. 155. – P. 537–573.

86. Kagan Y. Y., Jackson D. D. Probabilistic forecasting of earthquakes // *Geophys. J. Intern.* – 2000. – Vol. 143. – P. 438–453.

87. Mansurov V. A. Laboratory experiments: their role in the problem of rock burst prediction // *Comprehensive Rock Engineering*. – Oxford : Pergamon Press, 1993. – Vol. 3. – P. 745–771.

88. Mansurov V. A. Prediction of rockbursts by analysis of induced seismicity data // *Intern. J. of Rock Mechanics and Mining Sci.* – 2001. – Vol. 38, №. 6. – P. 893–901.

89. Mansurov V. A., German V. I., Khanov V. Kh. Geomonitoring of railroad engineering constructions // *Topic on Nondestructive Evaluation Series. Vol. 5. Nondestructive Testing and Evaluation for the Railroad Industry / American Soc. for Nondestructive Testing, Inc.* – 2002. – P. 241–249.

90. Matcharashvili T., Chelidze T., Javakhishvili Z. Nonlinear analysis of magnitude and interevent time interval sequences for earthquakes of the Caucasian region // *Nonlinear Processes in Geophysics*. – 2000. – № 7. – P. 9–19.

91. Mendecki A. J. Keynote lecture: Principles of monitoring seismic rockmass response to mining // *Rockburst and Seismicity in Mines*. – Rotterdam : Balkema, 1997. – P. 69–80.

92. Nishenko S. P., Bulang R. A generic recurrence interval distribution for earthquake forecasting // *Bull. of the Seismological Soc. of America*. – 1987. – Vol. 77, № 4. – P. 1382–1399.

93. Rikitake T. Recurrence of great earthquakes at subduction zones // *Tectonophysics*. – 1976. – Vol. 35. – P. 335–362.

94. Sherman S. I., Gladkov A. S. Fractals in studies of faulting and seismicity in the Baikal rift zone // *Tectonophysics*. – 1999. – Vol. 308, № 1–2. – P. 133–142.

95. Tomilin N. G., Voinov K. A. Technique and results of the rock burst prediction // *Proc. of the Intern. Conf. on Mechanics of Jointed and Faulted Rock*. – Rotterdam : Balkema, 1995. – P. 955–959.

96. Unified scaling law for earthquakes / P. Bak, K. Christensen, L. Dannon, T. Scanlon // *Phys. Rev. Letters*. – 2002. – Vol. 88. – P. 178501.

97. Wang J. H., Kuo C. H. On the frequency distribution of interoccurrence times of earthquakes // *J. of Seismology*. – 1998. – Vol. 2. – P. 351–358.

98. Woo G. Kernel estimation methods for seismic hazard area source modeling // *Bull. of the Seismological Soc. of America*. – 1996. – Vol. 86. – P. 353–362.

Научное издание

ГЕРМАН Виктор Иванович

ЕДИНАЯ ТЕОРИЯ ПОДОБИЯ СТРУКТУРЫ СЕЙСМИЧНОСТИ

СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД

Монография

Редактор *Е. Г. Некрасова*

Оригинал-макет и верстка *А. А. Ловчиковой*

Подписано в печать 14.09.2010. Формат 60×84/16. Бумага офсетная.

Печать плоская. Усл. печ. л. 4,7. Уч.-изд. л. 6,0.

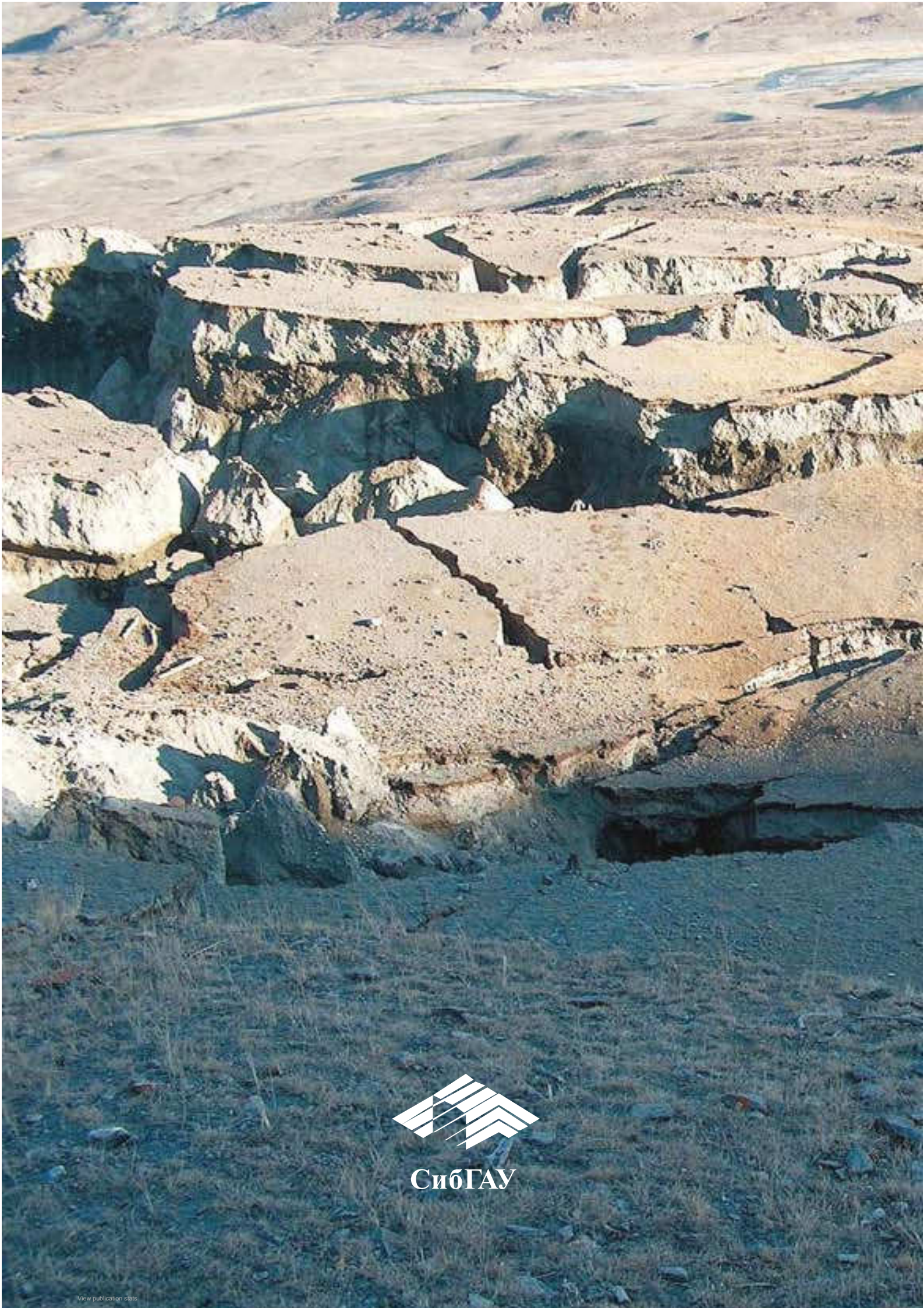
Тираж 100 экз. Заказ . С 25/10.

Редакционно-издательский отдел Сиб. гос. аэрокосмич. ун-та.

Отпечатано в отделе копировально-множительной техники

Сиб. гос. аэрокосмич. ун-та.

660014, г. Красноярск, просп. им. газ. «Красноярский рабочий», 31.



СибГАУ