

Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ НАУКИ
ИНСТИТУТ ТЕОРИИ ПРОГНОЗА ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ
И МАТЕМАТИЧЕСКОЙ ГЕОФИЗИКИ
РОССИЙСКОЙ АКАДЕМИИ НАУК
(ИТПЗ РАН)

УДК 550.34

Рег. N НИОКТР АААА-А19-119011490129-0; 121122300164-5

Рег. N ИКРБС

УТВЕРЖДАЮ
Директор ИТПЗ РАН
чл.-корр. РАН

_____ П.Н. Шебалин
« ____ » _____ 2021 г.

ОТЧЕТ О НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЕ
РАЗВИТИЕ МЕТОДОВ АНАЛИЗА СЕЙСМИЧЕСКИХ ДАННЫХ В ЦЕЛЯХ
ИЗУЧЕНИЯ ОЧАГА, СРЕДЫ, СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ
(промежуточный, этап 2021 года)

Руководитель НИР
ст. науч. сотр., зав. лаб.,
канд. физ.-мат.наук

_____ А.В. Варыпаев
Подпись, дата

Москва 2021

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Руководитель темы, ст. науч. сотр., зав. лаб., канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	А.В. Варыпаев (Введение, Заключение, разделы 1,2,3)
Исполнители темы		
вед. науч. сотр., канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	Б.Г. Букчин (раздел 5)
гл. науч. сотр., докт. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	М.В. Родкин (раздел 7)
ст. науч. сотр. канд. тех. наук	_____ Подпись, дата	А.С. Фомочкина (раздел 5)
ст. науч. сотр.	_____ Подпись, дата	А.В. Ландер (Разделы 6,7)
вед. науч. сотр. докт. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	А.Ф.Кушнир (разделы 1,2,3)
ст. науч. сотр. канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	В.В. Гравиров (раздел 4)
ст. науч. сотр. канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	К.В. Кислов (раздел 4)
ст. науч. сотр. канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	А.А. Скоркина (раздел 5)
ст. науч. сотр. канд. физ.-мат. наук	_____ Подпись, дата	А.И. Филиппова (раздел 5)
Лаборант-исследователь	_____ Подпись, дата	Р.Р. Хажаев (раздел 5)
Нормоконтролер	_____ Подпись, дата	О.В. Селюцкая

РЕФЕРАТ

Отчет 53 страницы, 21 рисунок, 3 таблицы, 31 источник, 3 приложения

МАЛОАПЕРТУРНЫЕ ГРУППЫ; ОЦЕНКА ВЕКТОРА КАЖУЩЕЙСЯ МЕДЛЕННОСТИ; СТАТИСТИКА СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ; М-ОЦЕНКИ; ОЦЕНКА ОПАСНОСТИ ЦУНАМИ; ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ ОЧАГОВ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ.

В современных системах анализа физических волновых полей одновременно измеряется большое количество параметров и используется множество датчиков для повышения точности анализа. То есть многомерные временные ряды подвергаются статистической обработке и в результате этой обработки оцениваются параметры векторов. Поэтому особое внимание уделяется совершенствованию методов обработки многоканальных данных, таких как записей малоапертурных сейсмических антенных решёток. Проведены теоретические исследования по асимптотике решений, получаемых с помощью М-оценок, что позволило существенно продвинуться в понимании анализа качества оценок параметров точечного сейсмического источника по наблюдениям сейсмической группы. Привлечение методов математической статистики позволяют получать оптимальные в определённом смысле решений обратных задач геофизики, в частности определения параметров очага или волновых полей, генерируемых самим очагом. Подобный подход был применён к синтезу новых робастных алгоритмов оценивания вектора кажущейся медленности плоской волны, генерируемой удалённым сейсмическим источником. Предлагаемые решения были теоретически обоснованы и прошли экспериментальную апробацию методом Монте-Карло с участием записей реальных сейсмических сигналов и помех. В частности было установлено существенное преимущество этих решений по сравнению с традиционным методом широкополосного ФК-анализа. Также проводились исследования по отдельно взятым землетрясениям, Кроноцкого от 16 марта 2021 г., с $M_L=6.6$ и Быстринского от 21 сентября 2020 г., по измерительной аппаратуре и алгоритмам одноканальной обработки данных. Был разработан и применён новый вероятностный подход к оценке опасности цунами.

СОДЕРЖАНИЕ

ОБОЗНАЧЕНИЯ И СОКРАЩЕНИЯ.....	5
ВВЕДЕНИЕ.....	6
ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ.....	8
1 Асимптотическое распределение М-оценок параметров многомерных стационарных временных рядов с сильным перемешиванием.....	8
2 Построение и анализ качества М-оценки параметров точечного сейсмического источника по наблюдениям сейсмической группы.....	13
3 Алгоритмы робастного оценивания вектора кажущейся медленности региональных сейсмических событий.....	17
4 Вращательная сейсмология, измерительная аппаратура, программы и алгоритмы	28
5 Расчёт параметров и построение моделей очагов землетрясений по наблюдениям широкополосных сейсмометров.....	30
6 Вероятностная оценка опасности цунами.....	33
7 Исследование Кроноцкого землетрясения от 16 марта 2021 г., $M_L=6.6$ в акватории Тихого океана.....	39
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	42
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ.....	45
ПРИЛОЖЕНИЯ:	
Приложение А – Публикации по теме НИР, изданные в 2021 г.....	48
Приложение Б – Зарегистрированные программы для ЭВМ в 2021 г.....	50
Приложение В – Доклады на конференциях по теме НИР в 2021 г.....	51

ОБОЗНАЧЕНИЯ И СОКРАЩЕНИЯ

В настоящем отчете о НИР применяются следующие сокращения и обозначения.

- i.i.d. – independent identically distributed
- AE – Asymptotically efficient
- МЛС – многомерная линейная система
- ИПХ – импульсная переходная характеристика
- ДКПФ – дискретное конечное преобразование Фурье
- МСПМ – матричная спектральная плотность мощности
- СТВТ – comprehensive test ban treaty
- SRP-PHAT – steered response power phase alignment transform
- SNR – signal to noise ratio
- MDE – mean distance error
- PFK, PSO, PML – аббревиатуры предлагаемых фазовых алгоритмов оценивания вектора кажущейся медленности. PFK – phase based FK; PSO – phase based statistically optimal, PML- phase based maximum likelihood.
- WFK – wideband FK, стандартный FK-анализ (применяется к наблюдениям малоапертурных групп)
- РТНА – probability tsunami hazard assessment, вероятностная оценка опасности цунами
- IM – intensity measure
- GCMT – Global centroid moment tensor catalogue
- AR – annual rate

ВВЕДЕНИЕ

Анализ сейсмических данных всегда производится в рамках определённой парадигмы, которой придерживается исследователь. Это могут быть например, интуитивные подходы, нейронные сети или математические методы, позволяющие получать новую информацию из сейсмологических наблюдений. Однако, при анализе временных рядов, имеющих случайную составляющую в виде естественных помех, необходимо применять методы математической статистики для получения оптимальных в определённом смысле решений. Такой подход актуален для анализа данных малоапертурных групп, используемых при решении широкого спектра обратных задач сейсмологии, в частности при оценке параметров очагов микроземлетрясений и при оценке вектора кажущейся медленности плоской волны, генерируемой удалённым сейсмическим событием.

Наиболее продвинутой частью теории точечного оценивания, связана с независимыми одинаково распределёнными случайными величинами (далее для краткости мы будем называть эту модель *i.i.d.*). К сожалению, *i.i.d.* модель слишком проста, чтобы описывать реальные физические процессы с достаточной точностью. Поэтому было предложено обобщение методов построения оценок параметров временных рядов, асимптотически эквивалентных *M*-оценкам. Обобщение сделано для случая взаимозависимых элементов $z_t \in R^m, t \in Z$ со свойством сильного перемешивания. Важно отметить, что свойство сильного перемешивания понимается как уменьшение статистической зависимости между элементами временного ряда при увеличении временного расстояния между этими элементами. Это условие позволяет доказать центральную предельную теорему для функционалов от временных рядов со взаимозависимыми элементами. Обобщение классических результатов также актуально, поскольку в современных системах анализа физических волновых полей одновременно измеряется большое количество параметров и используется множество датчиков для повышения точности анализа. Простой и типичный пример - обратная задача локализации источника волнового поля по наблюдениям антенных решеток. Эта задача встречается в таких прикладных областях знаний как сейсмология, акустика, гидролокация и радио.

Существенное развитие получил метод *FK*-анализа оценки вектора кажущейся медленности плоской *P*-волны, генерируемой региональным сейсмическим событием и регистрируемой малоапертурной сейсмической группой. Рассмотрен случай, когда на датчики группы действуют сильные нестационарные и негауссовские случайные помехи. В этом случае известная оценка широкополосного частотно-волнового анализа (*WFK*), реализованная в любом стандартном программном обеспечении по обработке данных

малоапертурных групп, становится неэффективной из-за больших ошибок оценивания неизвестного параметра, неудовлетворяющих практическим целям. В качестве серьёзной альтернативы было предложено три новые оценки вектора кажущейся медленности, которые являются робастными, т.е. устойчивыми к изменениям статистических свойств случайных помех. Численным моделированием с использованием записей реальных помех и сигналов было показано существенное преимущество предложенных оценок.

Особое внимание в 2021 году также уделялось совершенствованию измерительной аппаратуры и программному комплексу, позволяющими изучать вращательные движения, вызванные сейсмическими событиями, например взрывами или землетрясениями. Эта область знаний является новой и представляет прикладной интерес для сейсмологии, сейсморазведки и геодезии.

Был разработан вероятностный метод, адаптированный для решения задач определения зон возникновения цунами для источников ближнего поля. Подход был успешно применен к оценке опасности Бечевинской бухты, расположенной на восточном побережье полуострова Камчатка в северной части Авачинского залива.

В отчёте также представлено исследование Быстринского землетрясения с магнитудой 5.6 от 21 сентября 2020 г. на юго-западном фланге Байкальской рифтовой зоны, в районе, в котором за весь период инструментальных наблюдений зарегистрировано лишь несколько небольших сейсмических событий.

Исследования по теме в 2021 г. выполнялись в рамках приоритетных направлений, определенных Планом фундаментальных поисковых научных исследований на 2021 - 2030 годы (Приложение 1 к Программе фундаментальных научных исследований в Российской Федерации на долгосрочный период (2021 - 2030 годы), утвержденной Распоряжением Правительства Российской Федерации от 31 декабря 2020 г. № 3684-р): 1.5.1.6. «Изучение и прогнозирование катастрофических явлений (землетрясения, извержения вулканов, цунами); оценки сейсмической, вулканической и цунами опасности» и 1.5.1.5. «Сейсмология и методы сейсмической томографии».

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

1 Асимптотическое распределение M-оценок параметров многомерных стационарных временных рядов с сильным перемешиванием

При решении современных прикладных задач в геофизике, акустике и радиофизике необходимо обобщение классических результатов математической статистики. Это связано с тем, что требуется определять много параметров физических волновых полей, и для этого необходимо измерять значения волновых полей в различные моменты времени и в различных точках пространства. Поэтому результаты измерений представляют собой дискретные временные последовательности векторов (многомерных временных рядов), по которым определяются значения искомым параметров полей. Как правило, эти последовательности являются векторными (многомерными) случайными процессами с дискретным временем (случайными многомерными временными рядами). Случайность рядов обусловлена как случайными ошибками измерений, так, зачастую, и случайным характером самих волновых полей. При этом искомые параметры полей определяют параметры вероятностных распределений временных рядов измерений. Таким образом, задача определения параметров волновых полей сводится к задаче статистического оценивания параметров многомерных временных рядов по наблюдениям этих рядов, то есть, к одной из классических задач математической статистики случайных процессов [Taniguchi and Kakizawa 2000].

В настоящее время в математической статистике наиболее полно разработана теория оценивания параметров случайных наблюдений, основанная на предположении, что наблюдения являются независимыми и одинаково распределенными случайными величинами [Newey and McFadden 1986] (для краткости мы далее будем называть эту модель наблюдений как i.i.d.-модель). Однако, i.i.d.- модель наблюдений слишком проста, чтобы с достаточной точностью описывать измерения реальных физических процессов. Поэтому необходимо обобщение методов оценивания параметров случайных наблюдений на случай, когда эти наблюдения являются многомерными временными рядами $z_t \in R^m$, $t \in \mathbf{Z}$, то есть последовательностями взаимозависимых векторных случайных величин z_t , часто имеющих различные вероятностные распределения при разных t .

Статистический анализ многомерных временных рядов при малом числе наблюдений n является достаточно сложной теоретической задачей, однако, эта задача существенно упрощается, если размер выборки наблюдений n достаточно велик, а анализируемые временные ряды обладают свойством сильного перемешивания. Термин

сильного перемешивания в математической статистике означает, что статистическая зависимость между элементами временного ряда убывает при увеличении временного интервала между этими элементами. Это свойство позволяет использовать центральные предельные теоремы и законы больших чисел теории вероятностей, справедливые для аддитивных функционалов от временных рядов с сильным перемешиванием [Ибрагимов, Линник 1965].

Для простейшей i.i.d.-модели наблюдений методом максимального правдоподобия может быть построена эффективная оценка $\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ef}}(\bar{\mathbf{z}}_n)$ параметров наблюдений \mathbf{u} , для которой матрица $\mathbf{K}_n^{\text{ef}}(\mathbf{u})$ среднеквадратических ошибок оценивания минимальна при любых размерах n выборки наблюдений и равна обратной матрице Фишера, определяемой плотностью $p(\mathbf{z}_n; \mathbf{u})$ распределении наблюдений \mathbf{z}_n :

$$\mathbf{K}_n^{\text{ef}}(\mathbf{u}) = \mathbb{E} \left\{ \left(\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ef}}(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u} \right) \left(\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ef}}(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u} \right)^{\text{T}} \right\} = \mathbf{J}_n^{-1}(\mathbf{u}), \quad (1)$$

где $\mathbf{J}_n(\mathbf{u}) = \int_{\mathbb{R}^{mn}} (\nabla_{\mathbf{u}} p(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})) (\nabla_{\mathbf{u}} p(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}))^{\text{T}} p^{-1}(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) d\bar{\mathbf{z}}_n$; $\bar{\mathbf{z}}_n = (z_1^{\text{T}}, \dots, z_n^{\text{T}})^{\text{T}} \in \mathbb{R}^{mn}$;

$\nabla_{\mathbf{u}} p(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) = \left(\frac{\partial}{\partial u_k} p(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}), k \in \overline{1, q} \right)^{\text{T}}$; \mathbb{E} - символ математического ожидания.

Для многих практически важных моделей многомерных временных рядов с взаимозависимыми элементами эффективных оценок не существует. Вместо них приходится использовать асимптотически эффективные (АЕ) оценки $\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ae}}(\bar{\mathbf{z}}_n)$, для которых равенство (1) достигается только асимптотически:

$$\mathbf{K}_n^{\text{ae}}(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} n \mathbb{E}_{n, \mathbf{u}} \left\{ \left(\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ae}}(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u} \right) \left(\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ae}}(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u} \right)^{\text{T}} \right\} = \lim_{n \rightarrow \infty} n \mathbf{J}_n^{-1}(\mathbf{u}). \quad (1a)$$

АЕ-оценки могут быть найдены в классе \mathcal{R} регулярных оценок $\hat{\mathbf{u}}(\bar{\mathbf{z}}_n)$, для которых выражение $\sqrt{n}(\hat{\mathbf{u}}(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u})$, $\mathbf{u} \in U$ имеет предельное распределение с конечным вторым моментом. Необходимым условием существования регулярных оценок является условие сильного перемешивания временного ряда наблюдений \mathbf{z}_t , для которого требуется построить $\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ae}}(\bar{\mathbf{z}}_n)$ -оценку.

Важно отметить, что в случае многомерных временных рядов наблюдений АЕ – оценки, построенные с помощью стандартного метода максимального правдоподобия (ММП), как правило, достаточно сложны вычислительно, и это ограничивает их практическое применение. Поэтому на практике предпочтительно использовать

упрощенные АЕ-оценки, построенные методом, впервые предложенным в работе [Le Cam 1965]. Идея этого метода заключается в использовании следующего асимптотического разложения функции правдоподобия для выборки наблюдений \bar{z}_n :

$$L_n(\bar{z}_n) = \ln p(\bar{z}_n; \mathbf{u} + n^{-1/2}\mathbf{h}) - \ln p(\bar{z}_n; \mathbf{u}) = \mathbf{h}^T \Delta_n(\bar{z}_n; \mathbf{u}) - \frac{1}{2} \mathbf{h}^T \Gamma_n(\mathbf{u}) \mathbf{h} + \alpha_n(\bar{z}_n; \mathbf{u}, \mathbf{h}), \quad (2)$$

где; $\Delta_n(\bar{z}_n; \mathbf{u}) \in R^q$ - последовательность статистик, вероятностные распределения которых стремятся при $n \rightarrow \infty$ к q -мерному Гауссовскому распределению с параметрами $(0, \Gamma(\mathbf{u}))$ равномерно по $\mathbf{u} \in U$, где U -компакт в \square^q ; $\Gamma(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \Gamma_n(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} J_n(\mathbf{u})$; остаточный член $\alpha_n(\bar{z}_n; \mathbf{u}, \mathbf{h})$ стремится к нулю $n \rightarrow \infty$ по $dP(\bar{z}_n)$ -вероятности равномерно по $\mathbf{u} \in U$; $|\mathbf{h}| < c$, где c – константа.

Отметим, что при условии ЛАН оценка максимального правдоподобия является АЕ-оценкой и относится к классу регулярных статистических оценок.

Формулировка условия ЛАН (2) во многом определила дальнейшее развитие и практические приложения асимптотической теории оценивания.

Используя разложение (2) функции правдоподобия наблюдений, можно построить упрощенные АЕ-оценки, которые отличны от традиционных оценок максимального правдоподобия и как правило, более просты в вычислительном отношении (что и определяет их название). Основываясь на идее Фишера [Fisher 1925] в работах [Le Cam 1960, Le Cam 1986] показано, что в случае, когда функция правдоподобия наблюдений допускает ЛАН-разложение (2), АЕ-оценку можно получить, используя главные члены этого разложения Δ и Γ , с помощью следующего соотношения:

$$\hat{\mathbf{u}}_n^{\text{ae}}(\bar{z}_n) = \mathbf{u}_n^*(\bar{z}_n) - n^{-1/2} \Gamma_n^{-1}(\mathbf{u}_n^*(\bar{z}_n)) \Delta_n(\bar{z}_n; \mathbf{u}_n^*(\bar{z}_n)), \quad (3)$$

$\mathbf{u}_n^*(\bar{z}_n)$ - произвольная \sqrt{n} -состоятельная оценка [Borovkov 1998].

Формула (3) определяет целый класс АЕ-оценок, качество которых в асимптотике $n \rightarrow \infty$, такое же что и качество МП-оценки максимального правдоподобия, но вычислительно более простых, чем МП-оценка.

Тем не менее, следует отметить недостаток АЕ-оценок, который не позволяет их использовать во многих прикладных задачах. АЕ-оценки можно синтезировать только в том случае, когда функция плотности вероятности наблюдений: $p(\bar{z}_n; \mathbf{u})$, полностью известна. Во многих случаях это практически нереально, а неточное знание $p(\bar{z}_n; \mathbf{u})$ в ряде случаев приводит к неустойчивости АЕ-оценок. Даже небольшое отклонение реальной плотности вероятности наблюдений от предполагаемой может привести к

значительной потере точности АЕ-оценки, и этот факт неоднократно проверялся на практике.

В связи с этим, в работе [Huber 1981] было предложено использовать другие оценки, которые являются более устойчивыми к недостатку априорной информации о распределении наблюдений (робастными оценками). Эти оценки получили название М-оценок и строятся с помощью следующей формулы [Huber 1981, Borovkov 1998]:

$$\hat{\mathbf{u}}^m(\bar{\mathbf{z}}_n) = \arg \max_{\mathbf{u} \in U} Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}), \quad (4)$$

где $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$ - некоторая целевая функция, отличная от функции правдоподобия $p(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$. Для i.i.d.-модели случайных наблюдений М-оценки исследовались во многих публикациях и широко применяются на практике. Однако в случае статистически зависимых многомерных наблюдений (выборки из стационарных многомерных временных рядов) М-оценки (4), основанные на традиционных целевых функциях $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$, оказываются слишком сложными для практического использования. Поэтому в работе [Kushnir et al. 2013] были предложены оценки параметров многомерных временных рядов, асимптотические распределения которых эквивалентны распределениям М-оценкам. В случае многомерных временных рядов наблюдений эти оценки часто являются более простыми в вычислительном отношении, чем М-оценки (4). Эти упрощенные М-оценки (УМ-оценки) строятся основе асимптотического разложения целевых функций $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$, которое аналогичного ЛАН-разложению (2) функции правдоподобия наблюдений.

Синтез УМ-оценок возможен в предположении, что с вероятностью единица существуют первые и вторые частные производные целевой функции $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$ по параметрам u_k , $k \in \overline{1, q}$:

$$\begin{aligned} \delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) &= \left(n^{-1/2} \frac{\partial}{\partial u_k} Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}), k \in \overline{1, q} \right)^T = n^{-1/2} \nabla_{\mathbf{u}} Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \in \square^q \\ \Phi_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) &= \left[\frac{\partial}{\partial u_l} \delta_{n,k}(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}), k, l \in \overline{1, q} \right] = n^{-1} \Delta_{\mathbf{u}} Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \in \square^{q \times q}. \end{aligned} \quad (5)$$

В работе [Kushnir and Varypaev 2021 in Comp. Geosciences] предложен алгоритм простой в вычислительном отношении УМ-оценки параметра \mathbf{u} многомерного временного ряда, который аналогичен алгоритму Ле Кама (3). Эта оценка строится по следующей формуле:

$$\hat{u}_n^\delta(\bar{z}_n) = u_n^*(\bar{z}_n) - n^{-1/2} \Phi_n(u_n^*(\bar{z}_n)) \delta_n(\bar{z}_n; u_n^*(\bar{z}_n)) \quad (6)$$

где $\Phi_n(u) = n^{-1} E \{ \Phi_n(\bar{z}_n; u) \}$; $u_n^*(\bar{z}_n)$ - произвольная \sqrt{n} -состоятельная оценка параметра u .

В этой работе также показано, что УМ-оценка $\hat{u}_n^\delta(\bar{z}_n)$ может быть получена в результате решения уравнения $\delta_n(\bar{z}_n; u) = 0$. Эти результаты следуют из доказанных в ней Теоремы и Следствия из нее, которые определяют достаточные условия существования УМ-оценки как корня уравнения $\delta_n(\bar{z}_n; u) = 0$ и доказана \sqrt{n} -состоятельность и асимптотическая нормальность этой оценки.

Теорема 1. *Плотность $p(\bar{z}_n)$ распределения наблюдений \bar{z}_n такова, что, выполняются следующие условия:*

A. *Существует (хотя бы одна) \sqrt{n} -состоятельная оценка $u_n^*(\bar{z}_n)$ параметра u .*

B. *Семейство статистик $\delta_n(\bar{z}_n, u) \in R^m$, $u \in U$ и семейство положительно определённых симметричных $q \times q$ -матричных функций $\Phi_n(u)$ удовлетворяют следующему условию:*

B1. *При каждом значении $u \in U$ последовательность статистик $\delta_n(\bar{z}_n, u)$ имеет в асимптотике $n \rightarrow \infty$ Гауссовское распределение с нулевым средним и ковариационной матрицей $\Psi(u)$:*

$$L \{ \delta_n(\bar{z}_n; u) \} \rightarrow N(0, \Psi(u)) \quad (n \rightarrow \infty), \text{ где } \Psi(u) = \lim_{n \rightarrow \infty} E_u \{ \delta_n(\bar{z}_n, u) \delta_n^T(\bar{z}_n, u) \}.$$

B2. *В окрестности каждого значения $u \in U$ статистика $\delta_n(\bar{z}_n, u)$ допускает следующее асимптотическое разложение:*

$$\delta_n(\bar{z}_n; u + n^{-1/2} h) = \delta_n(\bar{z}_n; u) + \Phi_n(u) h + \beta_n(\bar{z}_n; u, h), \quad |h| < c, \quad c - \text{произвольное число};$$

$$\text{где } \sup_{u \in U, |h| < c} P \{ |\beta_n(\bar{z}_n; u, h)| > \varepsilon \} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty) \text{ для любого } \varepsilon > 0;$$

$$\inf_{n \in \mathbf{Z}^+, u \in U} \det \Phi_n(u) > d; \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{u \in U} \left\| \Phi_n^{-1}(u) - \Phi^{-1}(u) \right\| = 0; \quad \sup_{u \in U} \left\| \Phi^{-1}(u) \right\| < C;$$

$\Phi^{-1}(u)$ непрерывна по $u \in U$.

Тогда справедливо следующее утверждение :

Для любой \sqrt{n} -состоятельной оценки $u_n^*(\bar{z}_n)$ параметра $u \in U$,

статистика

$$\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n) = \mathbf{u}_n^*(\bar{\mathbf{z}}_n) + n^{-1/2} \Phi_n^{-1}(\mathbf{u}_n^*(\bar{\mathbf{z}}_n)) \delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}_n^*(\bar{\mathbf{z}}_n)) \quad (\text{T1})$$

является \sqrt{n} - состоятельной и асимптотически Гауссовской оценкой параметра $\mathbf{u} \in U$:

$$\mathcal{L} \left\{ \sqrt{n} \left(\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n) - \mathbf{u} \right) \right\} \rightarrow \square (0, \mathbf{D}(\mathbf{u})) \quad (n \rightarrow \infty)$$

$$\text{где } \mathbf{D}(\mathbf{u}) = \Phi^{-1}(\mathbf{u}) \Psi(\mathbf{u}) \Phi^{-1}(\mathbf{u}).$$

Следствие 1. Пусть выполнены следующие условия:

(а) При каждом $n \in \mathbf{Z}^+$, оценка $\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n)$ является с вероятностью 1 корнем уравнения $\delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) = 0 \quad \mathbf{u} \in U$.

(б) Статистика $\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n)$ является \sqrt{n} -состоятельной оценкой параметра $\mathbf{u} \in U$.

Тогда оценка $\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n)$ является асимптотически Гауссовской с моментами $(0, \mathbf{D}(\mathbf{u}))$.

Следствие 2. Если целевая функция $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$ представляет собой функцию правдоподобия наблюдений $\bar{\mathbf{z}}_n$, и удовлетворяет условию ЛАН, то

$$\delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \equiv \Delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}); \quad \Phi_n(\mathbf{u}) \equiv \Gamma_n(\mathbf{u})$$

$$\mathcal{L} \left\{ \Delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \right\} \rightarrow \square (0, \Gamma(\mathbf{u})); \quad \Gamma(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \mathbf{J}_n(\mathbf{u}) \quad \text{где } \mathbf{J}_n(\mathbf{u}) - \text{матрица Фишера.}$$

В этом случае оценка (Т1): $\hat{\mathbf{u}}_n^\delta(\bar{\mathbf{z}}_n) = \hat{\mathbf{u}}_n^A(\bar{\mathbf{z}}_n)$, является АЕ-оценкой параметра \mathbf{u} и удовлетворяет уравнению $\Delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$.

Результаты, изложенные в Разделе 1 опубликованы в статье:

Alexander Kushnir, Alexander Varypaev. Asymptotic Distributions of M-Estimates for Parameters of Multivariate Time Series with Strong Mixing property. Engineering Proceedings, 2021, 5, 19. <https://doi.org/10.3390/engproc2021005019>.

2 Построение и анализ качества М-оценки параметров точечного сейсмического источника по наблюдениям сейсмической группы

В данном разделе рассматриваются М-оценки для решения практически важной геофизической задачи – оценки координат и параметров излучения точечных очагов слабых сейсмических событий по наблюдениям волнового поля продольных сейсмических волн с помощью поверхностной сейсмической группы, состоящей из m однокомпонентных вертикальных сейсмо-датчиков. Деформации $z_{k,t}$, $k \in \overline{1, m}$, $t \in \square$

земной среды в точках расположения датчиков, вызванные Р-волной от события, можно интерпретировать как выходные данные виртуальной многомерной линейной системы (МЛС), имеющей m выходов и один вход, на который воздействует сигнал сейсмического источника s_t , (т.е. функции, описывающей временные колебания деформаций земной среды в инфинитизимальной окрестности точечного сейсмического очага).

При этом m -мерный процесс $z_t = (z_{k,t}, k \in \overline{1,m})$, на выходах МЛС представляет собой свертку импульсной переходной функции (ИПХ) $h_t(\mathbf{u}) = (h_{k,t}(\mathbf{u}), k \in \overline{1,m})$ этой линейной системы и сигнала источника s_t : $z_t(\mathbf{u}) = h_t(\mathbf{u}) * s_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} h_{t-\tau}(\mathbf{u}) s_{t-\tau}$. Вектор параметров $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_k)$ ИПХ МЛС состоит, в общем случае, из координат и / или параметров излучения очага точечного сейсмического источника. Наблюдения датчиков сейсмической группы $y_t = (y_{k,t}, k \in \overline{1,m})$, по которым определяются параметры сейсмического источника, как правило, представляют сумму многомерного процесса выходов МЛС и сейсмических помех $\xi_t = (\xi_{k,t}, k \in \overline{1,m})$, воздействующих на датчики: $y_t = z_t + \xi_t$, $t \in \overline{1,n}$, где n – число наблюдений.

Поскольку сигнал источника s_t на практике невозможно наблюдать, в дальнейшем будем использовать следующие предположения:

А. Значения сигнала s_t в каждый момент времени t неизвестны.

В. Сигнал s_t представляет собой Гауссовский случайный стационарный процесс с нулевым средним и, в общем случае, неизвестной спектральной плотностью мощности.

Также будем предполагать, что аддитивные помехи $\xi_{k,t}$, воздействующие на датчики сейсмической группы - это Гауссовские стационарные случайные процессы, с нулевыми средними, коррелированные во времени и для различных датчиков, и m -мерный процесс $\xi_t = (\xi_{k,t}, k \in \overline{1,m})$ имеет комплексную спектральную плотность мощности $\dot{F}(\lambda)$, $\lambda \in [0, 2\pi]$, которая известна.

Для случая А неизвестного сигнала s_t сейсмического источника в работе [Kushnir et al. 2013] построена М-оценка параметров \mathbf{u} точечного микро-сейсмического источника, которая имеет вид:

$$\hat{\mathbf{u}}^\delta(\bar{y}_n) = \arg \max_{\mathbf{u} \in U} S(\bar{x}_n; \mathbf{u}), \quad S(\bar{x}_n; \mathbf{u}) = \sum_{j=1}^n \frac{|\dot{h}_j^*(\mathbf{u}) \dot{F}_j^{-1} \dot{x}_j|^2}{|\dot{h}_j^*(\mathbf{u}) \dot{F}_j^{-1} \dot{h}_j(\mathbf{u})|}, \quad (7)$$

где $\dot{x}_j = n^{1/2} \sum_{t=1}^n y_t \exp\{-i\lambda_j t\}$, $\lambda_j = 2\pi j n^{-1}$ - Дискретное Конечное Преобразование

Фурье (ДКПФ) наблюдений y_t ; $\dot{F}_j^{-1} = \dot{F}^{-1}(\lambda_j)$; $\dot{h}_j(\mathbf{u}) = \dot{h}(\lambda_j; \mathbf{u})$ - ДКПФ ИПХ МЛС $\mathbf{h}_t(\mathbf{u})$, $t \in \overline{1, n}$ - есть комплексный вектор частотных характеристик МЛС (ЧХ МЛС), который определяет изменение частотного состава сигнала s_t микросейсмического события при прохождении порождаемой им продольной сейсмической волны через земную среду к датчикам сейсмической группы.

В указанной работе показано, что оценка $\hat{\mathbf{u}}^\delta(\bar{\mathbf{y}}_n)$ представляет собой решение системы уравнений:

$$\delta_n(\bar{\mathbf{y}}_n; \mathbf{u}_0) = \left(n^{-1/2} \sum_{j=1}^n \dot{x}_j^* \dot{A}'_{k,j}(\mathbf{u}_0) \dot{x}_j, k \in \overline{1, q} \right) = 0 \quad (8)$$

$$\text{где } \dot{A}'_{k,j}(\mathbf{u}) = \left(\frac{\partial}{\partial u_k} \left[\frac{\dot{F}_j^{-1}[\mathbf{h}_j(\mathbf{u}) \mathbf{h}_j^*(\mathbf{u})] \dot{F}_j^{-1}}{\mathbf{h}_j^*(\mathbf{u}) \dot{F}_j^{-1} \mathbf{h}_j(\mathbf{u})} \right], k \in \overline{1, q} \right).$$

То есть, $\hat{\mathbf{u}}^\delta(\bar{\mathbf{y}}_n)$ есть М-оценка параметров распределения наблюдений $\bar{\mathbf{y}}_n$.

В предположении, что ЧХ МЛС $\dot{h}(\lambda; \mathbf{u})$ имеет первую и вторую частные производные по компонентам вектора \mathbf{u} , равномерно ограниченные по λ и \mathbf{u} , можно доказать, что семейство статистик (8) удовлетворяет условиям Теоремы 1 и Следствия 1. Следовательно, оценка (7) имеет в асимптотике $n \rightarrow \infty$ Гауссовское распределение с параметрами $(0, D(\mathbf{u}))$, где $D(\mathbf{u}) = \Phi^{-1}(\mathbf{u}) \Psi(\mathbf{u}) \Phi^{-1}(\mathbf{u})$, где матрицы $\Psi(\mathbf{u})$ и $\Phi(\mathbf{u})$ определяются асимптотическими характеристиками первой и второй производных ЧХ МЛС $\dot{h}(\lambda; \mathbf{u})$ и МСПМ помех $F(\lambda)$, $\lambda \in [0, 2\pi]$.

Вычисления компонент матричных функций:

$$\Psi(\mathbf{u}) = [\Psi_{k,l}, k, l \in \overline{1, q}] \text{ и } \Phi(\mathbf{u}) = [\Phi_{k,l}, k \in \overline{1, q}],$$

$$\text{где } \Psi(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} E \left\{ \delta_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \delta_n^T(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) \right\}, \Phi(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\frac{\partial}{\partial u_l} \delta_{n,k}(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}), k, l \in \overline{1, q} \right], \quad (9)$$

для семейства статистик (8) приводит к следующим формулам:

$$\begin{aligned} \Psi_{k,l}(\mathbf{u}) &= \Psi_{k,l}(\mathbf{u}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \text{cov} \left\{ \delta_{n,k}(\bar{\mathbf{y}}_n; \mathbf{u}) \delta_{n,l}(\bar{\mathbf{y}}_n; \mathbf{u}) \right\} = \\ &= 2 \int_0^{2\pi} \text{tr} \left[\left(\dot{A}'_k(\lambda; \mathbf{u}) \dot{F}(\lambda) \dot{A}'_l(\lambda; \mathbf{u}) \dot{F}(\lambda) \right) d\lambda \right] + \end{aligned}$$

$$+ 4 \int_0^{2\pi} \dot{\mathbf{h}}^*(\lambda; \mathbf{u}) \dot{A}'_k(\lambda; \mathbf{u}) \dot{\mathbf{F}}(\lambda) \dot{A}'_l(\lambda; \mathbf{u}) \dot{\mathbf{h}}(\lambda; \mathbf{u}) dW_s(\lambda), \quad \dot{A}'_k(\lambda; \mathbf{u}) = \frac{\partial}{\partial u_k} A(\lambda; \mathbf{u}),$$

$$\Phi_{k,l}(\mathbf{u}_0) = \int_0^{2\pi} \text{tr} \left[\left(A''_{k,l}(\lambda; \mathbf{u}_0) \mathbf{F}_\xi(\lambda) \right) d\lambda \right], \quad A''_{k,l}(\lambda; \mathbf{u}) = \frac{\partial^2}{\partial u_k \partial u_l} A(\lambda; \mathbf{u}), \quad (10)$$

где
$$A_{k,l}(\lambda; \mathbf{u}_0) = \left[\mathbf{F}^{-1}(\lambda) - \mathbf{F}^{-1}(\lambda) \frac{\mathbf{h}(\lambda; \mathbf{u}) \mathbf{h}^*(\lambda; \mathbf{u})}{\mathbf{h}^*(\lambda; \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(\lambda) \mathbf{h}(\lambda; \mathbf{u})} \mathbf{F}^{-1}(\lambda) \right],$$

$$W_s(\lambda) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{j=1}^{n_\lambda} |\dot{s}(2\pi j/n)|^2; \quad n_\lambda = [\lambda] - \text{наибольшее целое, меньшее } \lambda \in [0, 2\pi].$$

Рассмотренная выше оценка параметров очагов микросейсмических событий может иметь практическое применение, в частности, для контроля процессов гидроразрыва пластов на месторождениях углеводородов и для анализа эффективности этих процессов

Очаги микросейсмических событий, вызванных гидроразрывом, располагаются в углеводородном пласте в окрестности горизонтальной скважины, пробуренной для добычи нефти в этом пласте. Количество и расположение этих очагов позволяет прогнозировать увеличение добычи углеводородов в результате гидроразрыва.

Контроль процедуры гидроразрыва осуществляется с помощью поверхностной сейсмической группы, расположенной над устьем скважины. Анализ сейсмических сигналов от микросейсмических событий, зарегистрированных датчиками группы, позволяет определять координаты очагов событий. Каждое микросейсмическое событие имеет низкую энергию, и его сигнал на каждом датчике группы маскируется сильными сейсмическими помехами, вызванными работой механизмов на месторождении. Поэтому требуется использовать надежные статистические оценки координат события, способные обеспечить высокую точность при малых отношениях сигнал-помеха.

Приведенный ниже Рисунок иллюстрирует методику определения координат микросейсмических событий, вызванных гидроразрывом пласта, содержащего углеводороды. Рисунок иллюстрирует методику определения координат микросейсмических событий, вызванных гидроразрывом пласта, содержащего углеводороды. Гидроразрыв пласта осуществляется с помощью закачки воды под давлением в горизонтальные скважины, пробуренные в толще пласта. Давление воды вызывает микросейсмические события – растрескивание среды, излучение которых регистрируется датчиками сейсмической группы

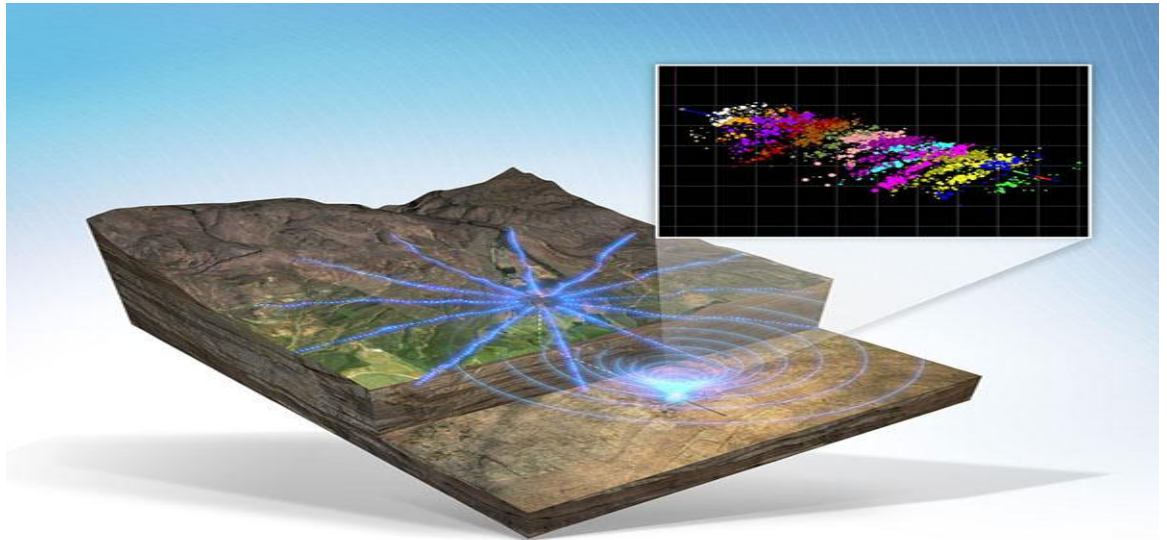


Рис.1

Синие линии на 3D-карте земной поверхности (рис.1) показывают расположение датчиков поверхностной сейсмической группы, предназначенной для контроля гидроразрыва в углеводородном пласте. Диаграмма над картой иллюстрирует расположение многочисленных очагов микро-сейсмических событий, вызванных гидроразрывом в окрестности одной из горизонтальных скважин. Цвет очагов характеризует интенсивность этих событий.

3 Алгоритмы робастного оценивания вектора кажущейся медленности региональных сейсмических событий

Опыт эксплуатации современных автоматизированных систем регионального сейсмического мониторинга показывает, что точность определения координат очагов сейсмических событий, таких как землетрясения или искусственные подземные взрывы, во многом зависит от точности определения азимутов и углов падения плоских продольных сейсмических волн от событий в точках установки сейсмических датчиков. При региональных расстояниях (<1500 км) между сейсмическим источником и сейсмическими датчиками можно предположить, что распространение плоских Р-волн через земную среду может быть описано параметрами сейсмических лучей, которые соединяют сейсмический источник и сейсмические датчики в горизонтально - однородной земной среде. Сейсмические лучи однозначно определяются их векторами кажущейся медленности $\mathbf{p} = (p_x, p_y)$, которые содержат информацию об азимутах и углах падения,

при которых плоские сейсмические Р-волны достигают местоположения сейсмических датчиков.

В случае, когда Р-волны, генерируемые региональными сейсмическими событиями, регистрируются датчиками сейсмической группы с малой апертурой, то векторы кажущейся медленности p этих волн можно оценить с высокой точностью без знания региональной скоростной модели земной среды. Благодаря этому преимуществу сейсмических групп с малой апертурой они широко используются для мониторинга региональной сейсмичности с низкой магнитудой в районах, где расположены критически важные промышленные объекты, такие как атомные электростанции, плотины гидроэлектростанций, морские нефтяные платформы, а также применяются для проверки *Comprehensive test ban treaty* (СТВТ). Одиночная группа с малой апертурой может эффективно конкурировать с локальной или даже региональной сетью трехкомпонентных сейсмических станций в решении задач регионального сейсмического мониторинга.

В существующих по всему миру системах сейсмического мониторинга оценка вектора кажущейся медленности производится методом широкополосного F-K-анализа. Идейно этот метод является довольно простым, но имеет существенный недостаток. Он обеспечивает достаточно высокую точность определения вектора p слабых сейсмических событий только когда случайные помехи, воздействующие на датчики сейсмической группы, являются белыми Гауссовскими шумами, статистически независимыми для различных датчиков.. Однако, для сейсмических групп, размещенных недалеко от морских побережий или в индустриальных регионах, датчики сейсмических групп подвергаются воздействию поверхностных сейсмических волн, вызываемых или морскими прибоем или интенсивными промышленными помехами. Эти волны, маскирующие сигналы от слабых региональных сейсмических событий, представляют собой случайные процессы с взаимно зависимыми значениями и часто имеют не Гауссовские вероятностные распределения.

В связи с этим, улучшение точности оценок векторов p слабых региональных сейсмических событий представляет собой актуальную проблему сейсмического мониторинга. В значительной степени, она может быть решена с помощью современных методов математической статистики случайных процессов [Taniguchi, Kakizawa 2000]. В частности, полезным в этом отношении является использование робастных статистических оценок параметров случайных процессов, качество которых устойчиво изменениям вероятностных характеристик помех, воздействующих на датчики сейсмической группы.

Ниже, в качестве альтернатив традиционному алгоритму широкополосного F-K-анализа, предлагается использовать три робастных фазовых алгоритма оценивания вектора кажущейся медленности \mathbf{p} , использующие, в основном, фазы преобразований Фурье записей датчиков сейсмической группы. Один из них аналогичен известному алгоритму SRP-РНАТ, широко используемому для оценки координат акустических источников [Silverman et al. 2005, Zhang et al. 2008, Cobos et al. 2011, Guo and Zhu 2015]. Два других - это новые статистически оптимальные фазовые алгоритмы. Они синтезированы в данной работе методами математической статистики случайных стационарных временных рядов. Робастность фазовых алгоритмов обработки данных известный экспериментальный и теоретически факт, широко использующийся в радиотехнике и в последнее время успешно применяемый для обработки данных в акустике и сейсмологии [Kushnir and Varypaev 2017, Kushnir and Varypaev 2020]

Наблюдения волновой формы Р-волны удалённого сейсмического события на датчиках сейсмической группы могут быть представлены следующей математической моделью:

$$\mathbf{y}_t = s_t(\mathbf{p}) + \boldsymbol{\xi}_t \in \square^m, \quad t \in \overline{1, n}, \quad (11)$$

где $s_t(\mathbf{p}) = (s_{k,t}(\mathbf{p}) = s_{t-\tau_k(\mathbf{p})}, k \in \overline{1, m})$, $t \in \square$ - векторный временной ряд, генерируемый в однокомпонентных датчиках группы плоской сейсмической Р-волной с кажущейся медленностью \mathbf{p} ; m - количество датчиков; s_t - временная функция Р-волны; $\tau_k(\mathbf{p})$, $k \in \overline{1, m}$, $t \in \square$ - дискретный интервал времени, в течение которого фронт Р-волны распространяется в земной среде от первого до k -го датчика группы; $\boldsymbol{\xi}_t = (\xi_{k,t}, k \in \overline{1, m})$ случайные стационарные временные ряды сейсмических помех, воздействующих на датчики группы.

При построении статистических алгоритмов оценивания вектора кажущейся медленности, удобнее работать с моделью наблюдений, эквивалентной модели (10) и записанной в частотной области дискретного частотного преобразования Фурье (ДКПФ):

$$\dot{\mathbf{x}}_j = \dot{s}_j(\mathbf{p}) + \dot{\boldsymbol{\xi}}_j; \quad \dot{s}_j(\mathbf{p}) = (\dot{s}_{k,j}(\mathbf{p}), k \in \overline{1, m}), \quad (12)$$

$$\text{где } \dot{\boldsymbol{\xi}}_j = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n \boldsymbol{\xi}_t \exp(i2\pi jt/n); \quad \dot{s}_{k,j}(\mathbf{p}) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n s_{t-\tau_k(\mathbf{p})} \exp(i2\pi jt/n);$$

$\dot{\mathbf{x}}_j = (|\dot{x}_{k,j}| \exp(i\varphi_{k,j}), k \in \overline{1, m})$ - ДКПФ векторов наблюдений \mathbf{y}_t , $t \in \overline{1, n}$ датчиков группы.

Введём следующие обозначения, необходимые для аналитического описания алгоритмов оценивания вектора кажущейся медленности \mathbf{p} .

$\delta_{k,l}(\mathbf{p}) = \tau_k(\mathbf{p}) - \tau_l(\mathbf{p})$ - теоретическая разность времён прихода плоской волны на датчики группы с номерами k и l ,

$\tau_k(\mathbf{p})$, $k \in \overline{1, m}$ - время, в течение которого фронт Р-волны проходит от первого до k -го датчика группы,

$|\tilde{\gamma}_{k,l}(f_j)|^2$ - оценка квадрата функции когерентности записей k -го и l -го датчиков группы, $f_j = \frac{jf_{\text{smp}}}{2n}$, где f_{smp} - частота дискретизации аналоговых сигналов датчиков группы.

С использованием введенных обозначений рассматриваемые в данном разделе робастные фазовые алгоритмы оценивания определяются следующими соотношениями.

РФК-оценка вектора кажущейся медленности:

$$\tilde{\mathbf{p}}_{\text{РФК}}(\dot{\mathbf{x}}_n) = \arg \max_{\mathbf{p} \in Q} \left| \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m \exp\{i(\varphi_{k,j} - 2\pi f_j \tau_k(\mathbf{p}))\} \right|^2 \quad (13)$$

Алгоритм РФК-оценки вектора кажущейся медленности \mathbf{p} аналогичен SRP-РНАТ-алгоритму, который широко используется для локализации источников акустических волн, распространяющихся в различных средах, таких как атмосфера, гидросфера и т. д.

PSO-оценка вектора кажущейся медленности:

$$\hat{\mathbf{p}}_{\text{PSO}}(\dot{\mathbf{x}}_n) = \arg \max_{\mathbf{p} \in Q} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m \sum_{j=1}^n |\tilde{\gamma}_{k,l}(f_j)|^2 \cos(\Delta\varphi_{k,l,j} - 2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{p})). \quad (14)$$

PML-оценка вектора кажущейся медленности:

$$\hat{\mathbf{p}}_{\text{PML}}(\bar{\mathbf{y}}_n) = \arg \max_{\mathbf{p} \in Q} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m \sum_{l=k+1}^m \ln p(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}), |\dot{\gamma}_{k,l,j}|), \quad (15)$$

где

$$\ln p(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}) \mid |\dot{\gamma}_{k,l,j}|) = \frac{1 - |\dot{\gamma}_{k,l,j}|^2}{2\pi} \times \left(\frac{1}{1 - |\dot{\gamma}_{k,l,j}|^2 \cos^2(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}))} + |\dot{\gamma}_{k,l,j}| \cos(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p})) \frac{\pi - \arccos[|\dot{\gamma}_{k,l,j}| \cos(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}))]}{[1 - |\dot{\gamma}_{k,l,j}|^2 \cos^2(\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}))]^{3/2}} \right);$$

$$\eta_{k,l,j}(\mathbf{p}) = \text{mod}_{2\pi} \left((\varphi_{k,j} - \varphi_{l,j}) - 2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{p}) \right).$$

Ниже качество фазовых алгоритмов (13), (14) и (15) анализируется в сравнении с качеством стандартного алгоритма широкополосного F-K-анализа [Kværna and Doornbos 1986, Kværna and Ringdal 1986] (WFK-алгоритмом), который в спектральной области ДКПФ записывается следующим образом:

WFK оценка вектора кажущейся медленности:

$$\hat{\mathbf{p}}_{\text{WFK}}(\bar{\mathbf{y}}_n) = \arg \max_{\mathbf{p} \in Q} \sum_{j=1}^n \left| \sum_{k=1}^m \dot{x}_{k,j} \exp \left\{ i \left(\varphi_{k,j} - 2\pi f_j \delta_{1,k}(\mathbf{p}) \right) \right\} \right|^2 \quad (16)$$

Сравнение ошибок различных алгоритмов оценивания вектора кажущейся медленности сейсмических волн с помощью моделирования методом Монте-Карло

Теоретическое сравнение точности оценивания вектора кажущейся медленности, обеспечиваемой алгоритмами WFK, PFK, PSO и PML, представляет собой довольно сложную проблему даже в асимптотической постановке, когда число n наблюдений сейсмической группы неограниченно возрастает. Поэтому в работе было проведено моделирование методом Монте-Карло, чтобы получить информацию о сравнительной точности этих оценок. Качество алгоритмов WFK, PFK, PSO и PML исследовалось путем анализа оценок вектора кажущейся медленности плоской Р-волны от некоторого регионального сейсмического события по записям Р-волны этого события, зарегистрированным реальной сейсмической группой. Расстояние от очага этого события до сейсмической группы составляло около 1500 Км. Такое расстояние между источником события и группой достаточно для того, чтобы фронт Р-волны, достигающий сейсмической группы, мог считаться плоским, а сигналы, регистрируемые датчиками группы, были бы когерентными в течение достаточно длительного времени. В использованных для модельного эксперимента данных длительность сейсмограмм Р-волны регионального события составляла ≈ 15 сек. в диапазоне частот (1-5 Гц).

Согласно методу Монте-Карло, кажущаяся медленность Р-волны многократно оценивалась с помощью каждого из упомянутых алгоритмов. При этом каждый раз обрабатывались новые данные, представляющие собой смеси записей Р-волны от события с различными реализациями реальных случайных помех. При этом использовались записи помех, зарегистрированные датчиками малоапертурной сейсмической группы, которая установлена на месторождении углеводородов Marcellus в Западной Вирджинии (США). Расположение 22 датчиков этой группы показано на Рис. 2, типичные реализации помех, зарегистрированных датчиками группы Marcellus показаны на Рис. 3.

Сигналы датчиков группы Marcellus, порожденные Р-волной регионального события, рассчитывались с использованием сейсмограмм Р-волны от ядерного испытания на острове Новая Земля, которые были зарегистрированы группой NORRES, установленной в Норвегии. Пример такой сейсмограммы и ее спектральная плотность мощности показаны на Рис. 4 и Рис. 5.

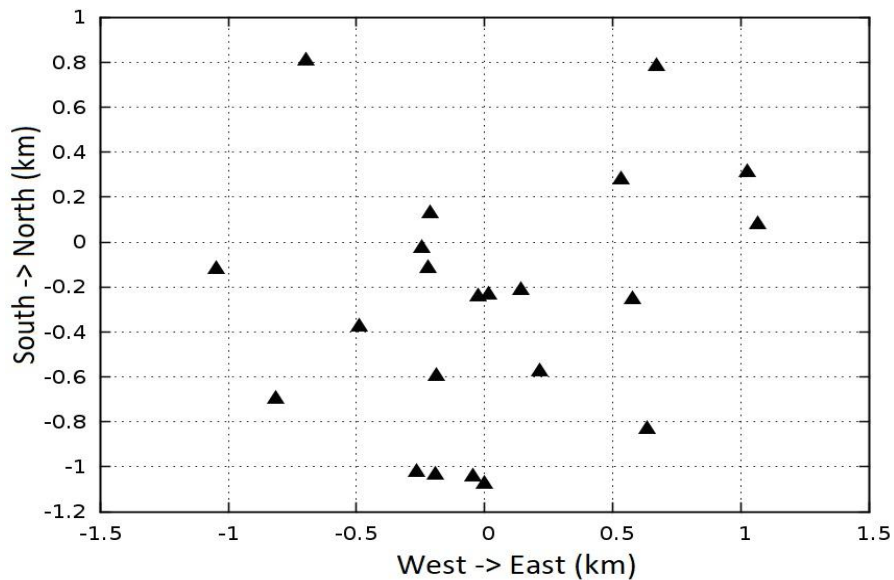


Рис. 2. Расположение 22 поверхностных однокомпонентных датчиков малоапертурной сейсмической группы Marcellus (США)

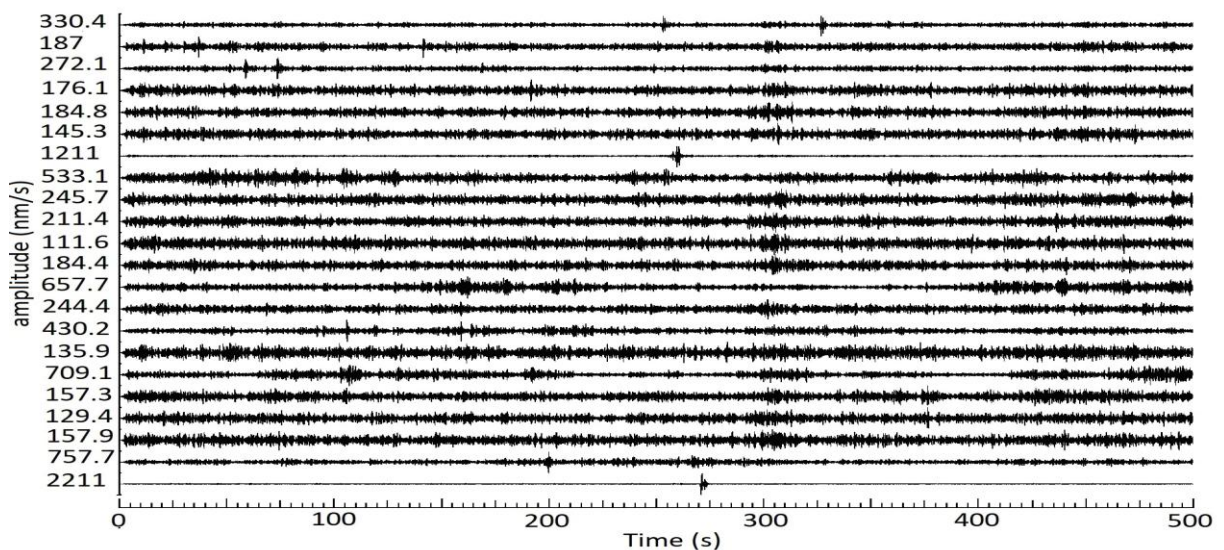


Рис. 3. Сейсмограммы реальных антропогенных помех, зарегистрированные датчиками сейсмической группы Marcellus (США) и отфильтрованные в полосе частот (1 - 5) Гц.

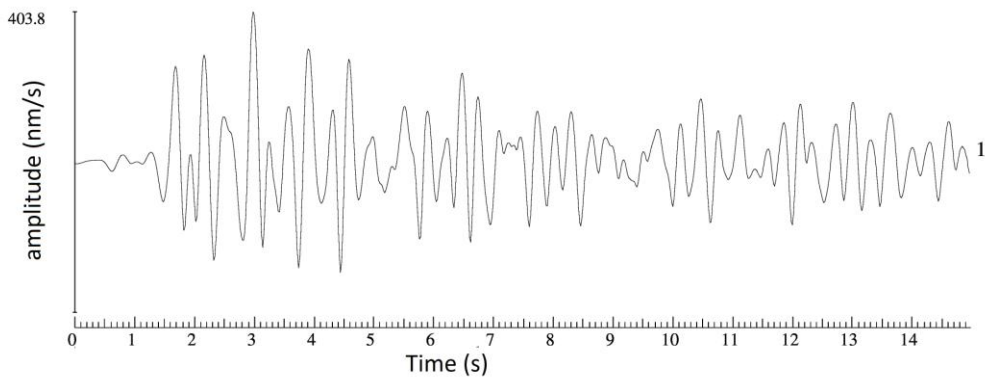


Рис. 4. Сейсмограмма Р-волны от ядерного испытания на острове Новая Земля.

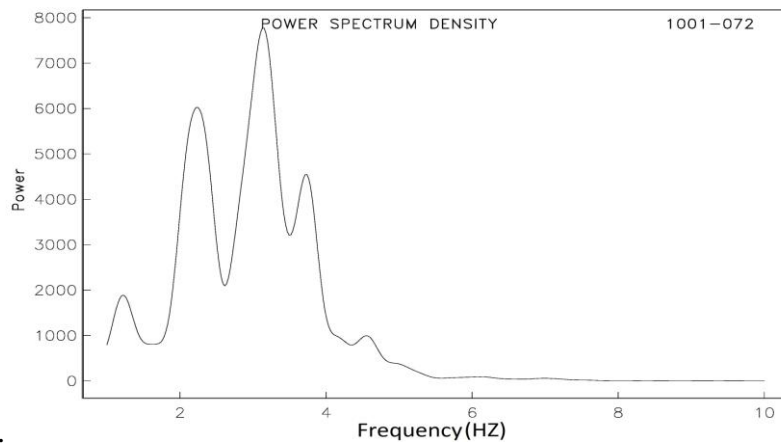


Рис. 5. Спектральная плотность мощности сейсмограммы Рис. 4

Общее количество L смоделированных смесей сейсмического сигнала с помехами было равно 73. Примеры смесей с разными отношениями сигнал – помеха SNR в полосе частот (1-5) HZ, показаны на Рис. 6а и рис. 6б. При $SNR = 2$ сигналы хорошо видны на фоне помех в каждом из каналов сейсмической группы, при $SNR = 0,3$, сигналы полностью замаскированы помехами.

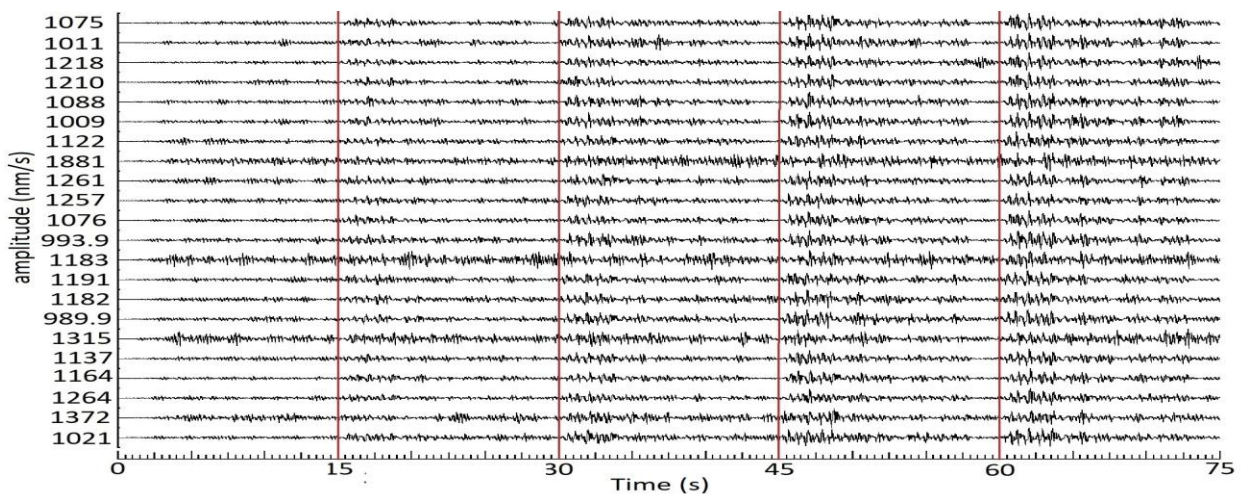


Рис 6а). Последовательность смесей сигналов с антропогенными помехами при $SNR = 2.0$. Красные линии указывают время начала каждой смеси.

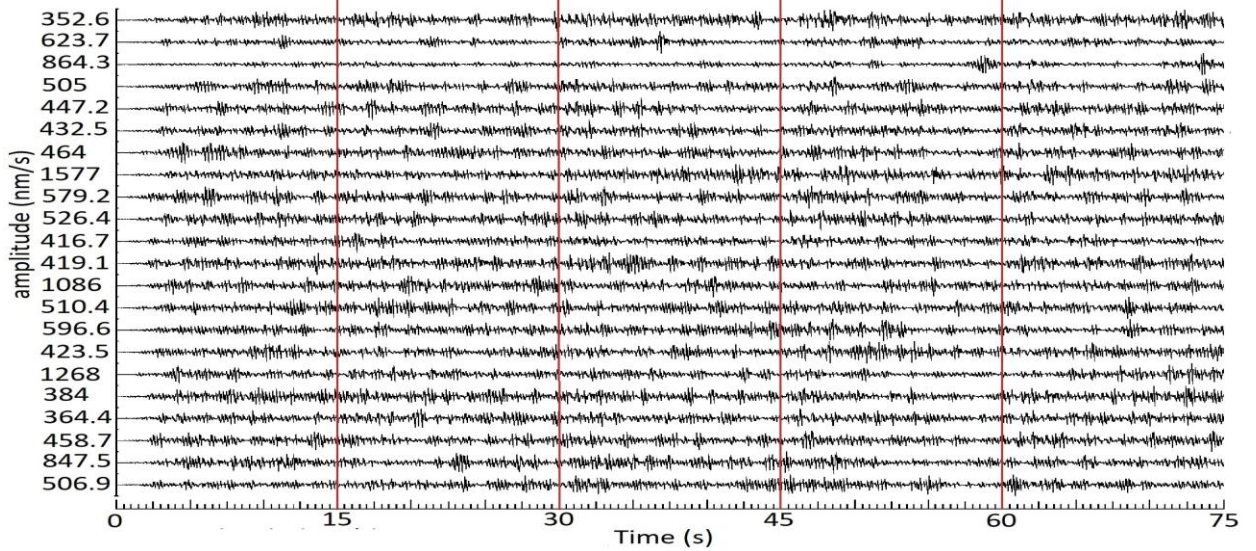


Рис 6б). Последовательность смесей сигналов с антропогенными помехами при $SNR = 0.3$ Красные линии указывают время начала каждой смеси.

Смеси с различными значениями SNR обрабатывались каждым из алгоритмов WFK, PFK, PSO и PML с целью получения оценок вектора кажущейся медленности $\mathbf{p} = (p_x, p_y)$. В результате для каждого алгоритма получался набор из L оценок $\{\hat{\mathbf{p}}_l^{\text{alg}} = (\hat{p}_{x,l}^{\text{alg}}, \hat{p}_{y,l}^{\text{alg}}), l \in \overline{1, L}\}$ вектора \mathbf{p} , соответствующих различным SNR . С помощью этих наборов для каждого алгоритма была вычислена характеристика качества: «среднее отклонение оценки вектора \mathbf{p} от истинного значения вектора \mathbf{p} » (mean distance error MDE), определяемая формулой:

$$MDE_{\text{alg}} = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \sqrt{(\tilde{p}_{x,l}^{\text{alg}} - p_x)^2 + (\tilde{p}_{y,l}^{\text{alg}} - p_y)^2}. \quad (17)$$

Таблицы 1-3 и Рис. 7-9 иллюстрируют полученные зависимости значений MDE от значений SNR для различных алгоритмов. В Таблице 1 и на Рис. 7 показаны эти зависимости для случая реальных антропогенных помех. Видно, что при высоких значениях SNR ошибки оценки примерно одинаковы для всех алгоритмов. Но для небольших значений SNR фазовые алгоритмы обеспечивают примерно в 5-10 раз меньшие ошибки оценивания по сравнению с традиционным алгоритмом WFK.

Из Таблицы 2 и на Рис. 8 следует, что в случае искусственных белых шумов с одинаковой спектральной плотностью мощности в каналах группы для всех алгоритмов имеются лишь незначительные различия между зависимостями MDE-SNR, которые могут быть вызваны лишь ошибками вычислений.

В Таблице 3 и на Рис. 9 показаны результаты моделирования методом Монте-Карло в случае процессов белого шума с различной спектральной плотностью мощности в разных каналах группы. В этом случае традиционный алгоритм WFK демонстрирует значительно меньшую точность оценивания вектора медленности по сравнению с предложенными фазовыми алгоритмами. То есть, для этого случая результат моделирования очень похож на случай реального антропогенного шума.

Рис. 10 наглядно иллюстрирует результаты моделирования, приведенные в Таблице 1 и на Рис. 7. На нем показаны целевые функции алгоритмов оценки WFK, PFK и PML, рассчитанные для смеси сигнала с реальными случайными помехами при $SNR = 0.3$. Видно, что целевая функция WFK-оценки имеет несколько локальных максимумов, значения которых различаются незначительно. В этом случае практически невозможно правильно оценить вектор медленности путем нахождения аргумента глобального максимума целевой функции, поскольку незначительные вариации реализаций случайных помех могут вызвать значительные ошибки в определении глобального максимума функции. То есть WFK-алгоритм становится нестабильным. В то же время для PFK и PML-оценок целевые функции имеют отчетливые пики около истинного значения вектора медленности P-волны.

Таблица 1. Реальные случайные помехи.

Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

ASNR / Estimator	WFK	PFK	PML	PSO
1.0	0.0027	0.0027	0.0027	0.0026
0.5	0.0106	0.0045	0.0035	0.0038
0.3	0.1040	0.0075	0.0060	0.0071
0.2	0.3564	0.0144	0.0116	0.0124
0.1	0.4644	0.1174	0.0618	0.0878

Таблица 2. Белые Гауссовские помехи с одинаковыми спектральными плотностями мощности. Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

ASNR / Estimator	WFK	PFK	PML	PSO
1.0	0.0022	0.0024	0.0024	0.0021
0.7	0.0036	0.0031	0.0033	0.0035
0.5	0.0063	0.0067	0.0057	0.0059
0.3	0.0122	0.0131	0.0128	0.0123

Таблица 3. Белые Гауссовские помехи с различной спектральной плотностью мощности. Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

ASNR / Estimator	WFK	PFK	PML	PSO
1.0	0.0012	0.0014	0.0013	0.0012
0.5	0.0028	0.0024	0.0024	0.0024
0.3	0.0163	0.0067	0.0067	0.0071
0.2	0.0998	0.0140	0.0121	0.0126
0.1	0.3560	0.1469	0.0864	0.0875

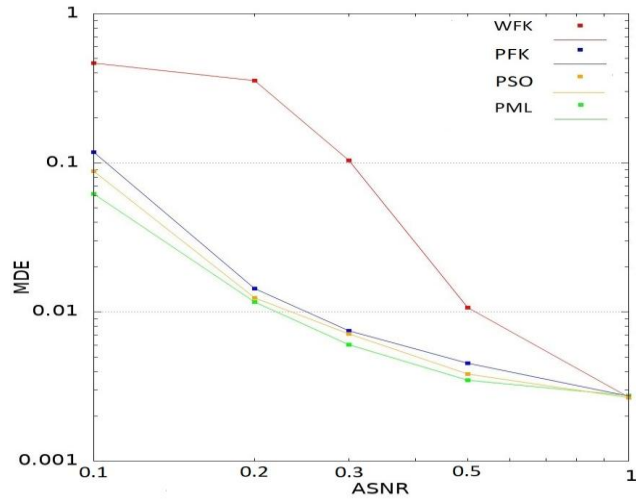


Рис. 7. Реальные случайные помехи. Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

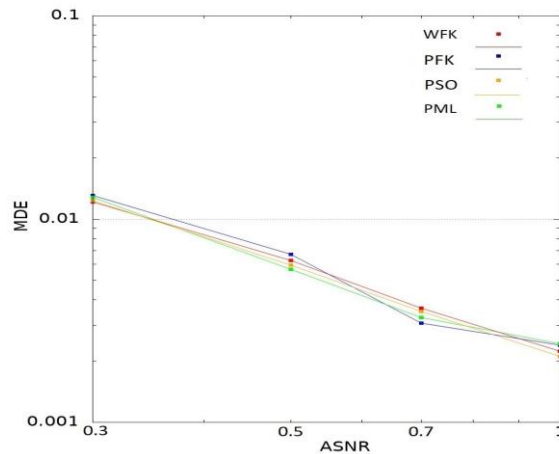


Рис. 8. Белые Гауссовские помехи с одинаковыми спектральными плотностями мощности. Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

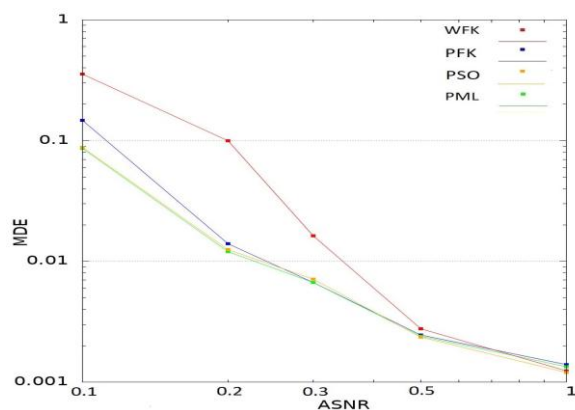


Рис. 9. Белые Гауссовские помехи с различной спектральной плотностью мощности. Значения MDE в зависимости от значений SNR для разных оценок вектора p .

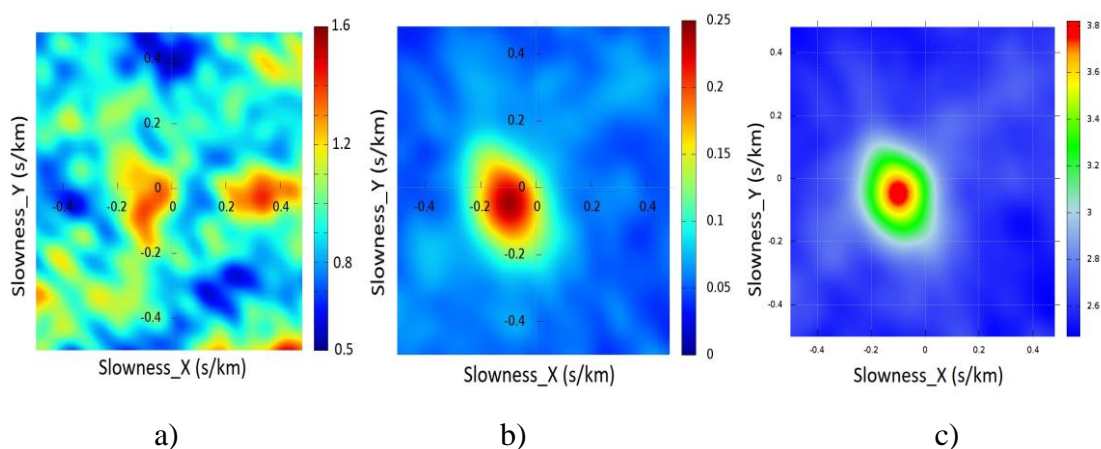


Рис 10. FK-карты для смеси сигнала с реальными помехами при $SNR = 0.3$.
 а) WFK алгоритм, б) PFK алгоритм, в) PML алгоритм.

Результаты моделирования позволяют утверждать, что современные методы математической статистики случайных процессов позволяют синтезировать алгоритмы оценивания неизвестных параметров процессов, которые обеспечивают значительно более высокую точность, чем традиционные оценки, полученные классическими методами или эвристическим путём. По результатам, изложенным в Разделе 3, опубликована статья:

A.V. Varypaev, A.F. Kushnir. Robust phase algorithms for estimating apparent slowness vectors of seismic waves from regional events, Computational Geosciences, published online 01 December 2021, <https://doi.org/10.1007/s10596-021-10105-7>, Received: 31 January 2021, Accepted: 6 October 2021.

4 Вращательная сейсмология, измерительная аппаратура, программы и алгоритмы

В течение 2021 года была продолжена работа по теоретическим исследованиям новых направлений сейсмометрии. Особое внимание уделялось особенностям вращательной сейсмологии и метрологии вращательной сейсмометрии. Вращательная сейсмология - относительно новая область науки. Вращательная сейсмология может применяться в широком спектре дисциплин сейсмологии, включая сейсмологию сильных движений и широкополосную сейсмологию, сейсморазведку, физику землетрясений и т.д. Вращательная сейсмология также представляет интерес для физиков, проводящих исследования в наземных обсерваториях для обнаружения гравитационных волн. Современные технологии сбора данных, такие как волоконно-оптические или кольцевые лазерные гироскопы, позволяют реально наблюдать вращательные движения. Эти наблюдения должны быть согласованы с параллельными записями поступательных движений земли. Изучение вращательных движений на телесеismicких расстояниях в ближней области инженерной сейсмологии требует различных подходов, оборудования и методов. Повышается качество изготовления средств измерений. Разрабатываются новые инструменты. Повышается точность измерений. Алгоритмы обработки данных совершенствуются. Однако отсутствие стандартизированных метрологических схем для разработчиков, производителей и пользователей создает проблемы с разделением данных. Данные нельзя сравнивать. Метрологические характеристики приборов должны быть стандартизированы. Все необходимые характеристики должны быть четко определены для каждого типа устройства. Тогда мы сможем доверять и анализировать все данные мониторинга. В ходе работ были подготовлены модели оценки погрешностей измерений ротационных сейсмометров, предложены метрологические схемы. Отдельные результаты работ представлены в публикациях:

Kislov K.V., Gravirov V.V. Rotational Seismology: Review of Achievements and Outlooks // Seismic Instruments. 2021. V. 57(2). P. 187–202. (WoS)

Kislov K.V., Gravirov V.V. On the Question of the Rotational Seismometry Metrology // In: Problems of Geocosmos – 2021. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. 9 p. (WoS)

Продолжена модификация и отладка программ и алгоритмов автоматизированного выделения основных параметров сейсмических волновых фаз при наличии повышенного уровня сейсмических шумов, функционирующих в масштабе времени, максимально

приближенному к реальному. В случае сильнозашумленных сейсмических сигналов традиционные алгоритмы предварительной фильтрации данных малоэффективны и приводят зачастую к весьма неудовлетворительным результатам: многочисленным ложным срабатываниям и пропускам землетрясений. Особое внимание уделялось дальнейшему улучшению алгоритма адаптивной фильтрации сейсмических цифровых данных, не только стационарных, но и нерегулярных сигналов. Показано, что с помощью адаптивной фильтрации можно значительно улучшить отношение сигнал/шум и успешно разделять сейсмические сигналы, замаскированные наведенными помехами. По результатам работ получены документы о государственной регистрации алгоритмов для ЭВМ. Проведены работы по дальнейшему улучшению логической структуры алгоритмов, нахождению в них программных ошибок, улучшению представлений получаемых результатов. Все выше перечисленное программное обеспечение разработано и протестировано в программной среде MATLAB R2013a производства фирмы MathWorks Inc. (у исполнителей имеется Академическая Лицензия №578558). Проведён комплекс работ по созданию методики комплексной оценки и тестирования цифровых систем сбора информации в полевых условиях. Отдельные результаты работ представлены в публикациях:

Gravurov V.V., Kislov K.V. Application of Adaptive Filtering Techniques for Filtering Induced Seismic Noise // In: Problems of Geocosmos – 2021. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. 15 p. (WoS).

Чтобы обеспечить решение проблем сейсмологии, мы должны иметь лучшее качество сейсмических данных и понимать источники несейсмического шума. Важно понимать, как устранить или уменьшить шум, возникающий в сейсмических устройствах при колебаниях внешней температуры. Сейчас, когда высокопроизводительные вычисления позволяют численно решить практически любую конкретную задачу, теоретический поиск аналитических решений кажется непродуктивным. Однако невнимание к теории приведет к тому, что исследователи будут использовать эти огромные ресурсы неэффективно. Для реального понимания причины шума необходимо знать затухание и фазовый сдвиг изменений внешней температуры во время их продвижения к каждому элементу устройства или прибора. Теоретические исследования полезны при исследовании применимости сенсоров, при разработке новых датчиков, при формулировании методов их установки. Для проверки полученных аналитических разработок проводились экспериментальные работы на самостоятельно разработанной приборной базе. Такие работы особенно полезны, поскольку их результаты применимы

практически к любому типу сейсмического оборудования. Отдельные результаты работ представлены в публикации:

Kislov K.V., Gravirov V.V. Variations of Ambient Temperature and Following them Instrumental Noise of Seismic Instruments // In: Problems of Geocosmos – 2021. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. 7 p. (WoS).

Таким образом, были получены и обнародованы следующие результаты по теме НИР:

1. Были подготовлены модели оценки погрешностей измерений ротационных сейсмометров, предложены метрологические схемы, которые необходимы при проведении и описании измерительных процедур, а также для калибровки измерительной аппаратуры.

2. Продолжена модификация и отладка программ и алгоритмов автоматизированного выделения основных параметров сейсмических волновых фаз при наличии повышенного уровня сейсмических шумов, функционирующих в масштабе времени, максимально приближенному к реальному.

3. Исследовано влияние температурных вариаций окружающей среды на инструментальный шум приборов.

5 Расчёт параметров и построение моделей очагов землетрясений по наблюдениям широкополосных сейсмометров

В 2021 году были проведены детальные исследования очага Быстринского землетрясения, произошедшего 21 сентября 2020 г. на юго-западном фланге Байкальского рифта. Актуальность исследований обусловлена тем, что это землетрясение приурочено к малоизученному юго-восточному сегменту Главного Саянского разлома, где за весь период инструментальных наблюдений регистрировались лишь немногочисленные слабые толчки. Очаговые параметры Быстринского землетрясения ($M_w=5.6$) и его наиболее сильного афтершока ($M_w=4.7$) были рассчитаны по амплитудным спектрам поверхностных волн с использованием дополнительной информации о знаках первых вступлений Р-волн, зарегистрированных на региональных сейсмических станциях IRIS и GEOSCOPE (рис. 11). В расчеты были включены только сигналы с высоким отношением сигнал/шум. Очаги обоих сейсмических событий вначале были рассмотрены в приближении мгновенного точечного источника. С помощью инверсии амплитудных спектров поверхностных волн были получены оценки фокальных механизмов очагов, которые показаны на рис. 12.

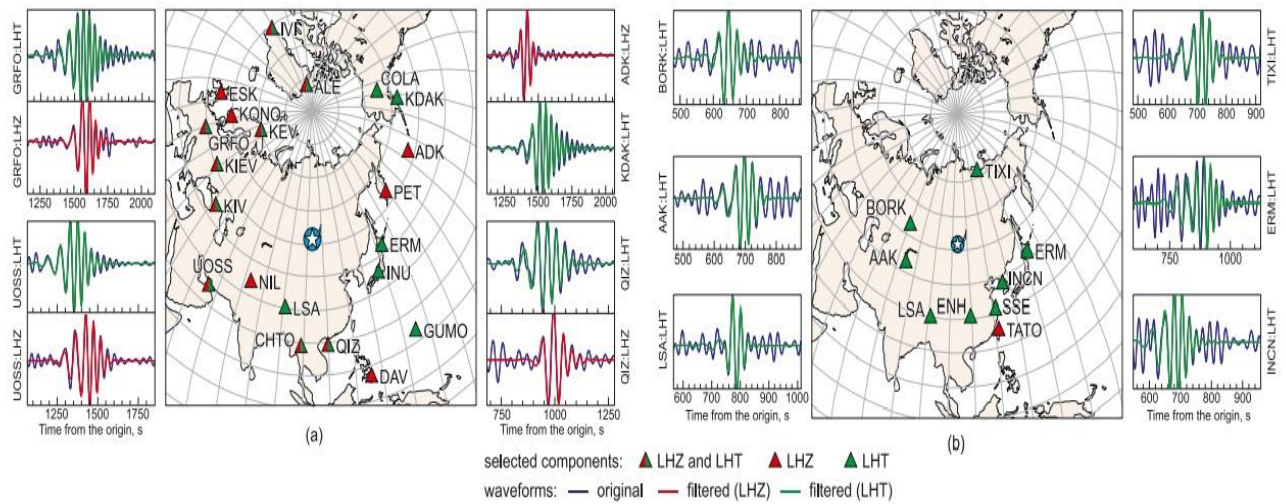


Рис. 11 Сейсмические станции, использованные для анализа Быстринского землетрясения (а) и его сильнейшего афтершока (б) с примерами исходных и отфильтрованных сигналов. ЛНТ — поперечная составляющая записи, полученная вращением компонент ЛНН и ЛНЕ.

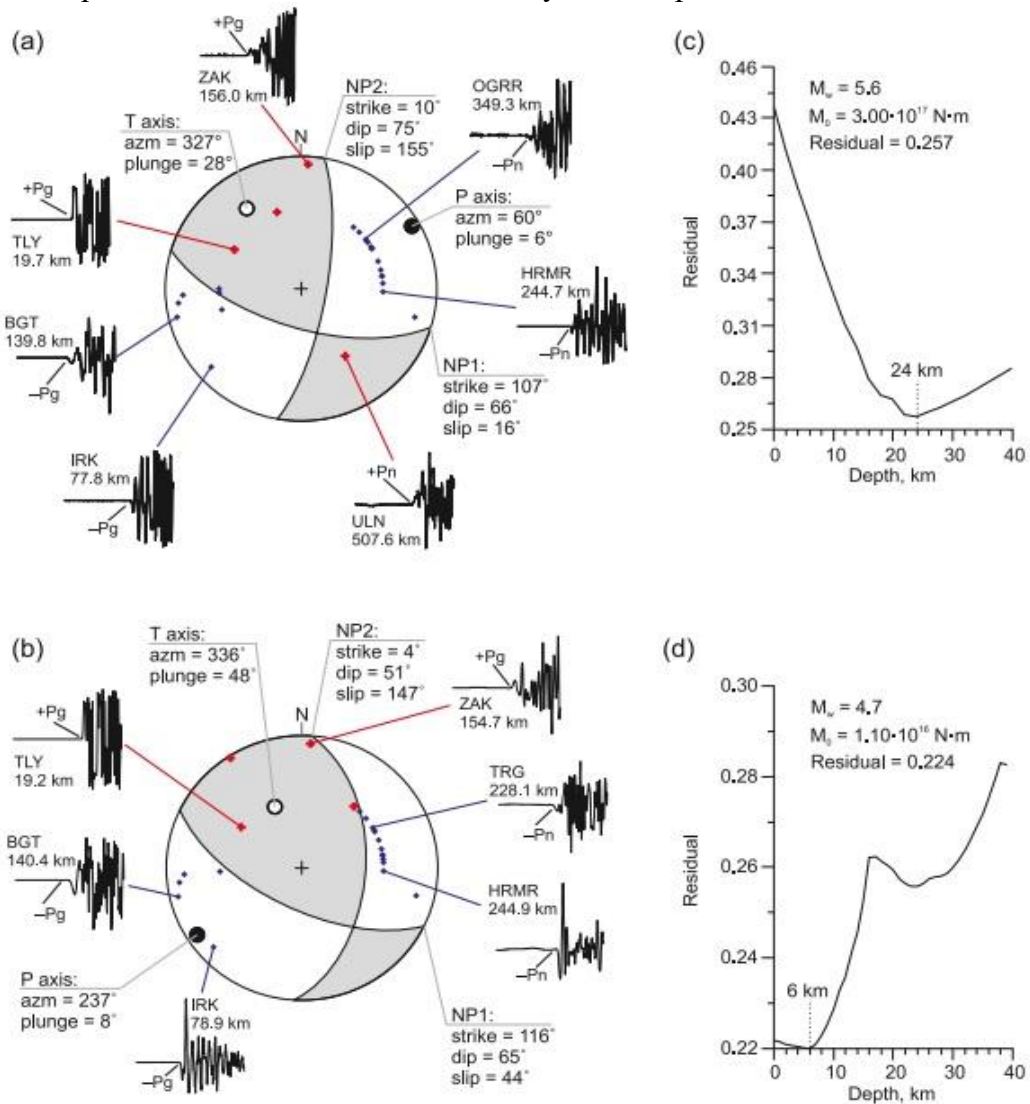


Рис. 12 Параметры очага Быстринского землетрясения (а, с) и его крупнейшего афтершока (б, d) с примерами вступлений продольных волн, зафиксированных на вертикальных компонентах региональных сейсмостанций: решения механизма очага (а, б); функции невязки по глубине источника (с, d).

Затем очаг основного толчка был рассмотрен в приближении плоской подвижки, и была построена 1-D билатеральная модель распространения разрыва. Исходя из глубины очага основного толчка и того, что фокальные механизмы обоих землетрясений представляют собой левосторонний взбросо-сдвиг по субширотной (рабочей) плоскости (Рисунок 13а), был сделан вывод о том, что Быстринское землетрясение связано с активизацией юго-восточного сегмента Главного Саянского разлома. Небольшая взбросовая компонента в очагах обоих сейсмических событий свидетельствует о поднятии отдельных блоков дна Быстринской впадины и массива Быстринская сопка, установленном ранее по геоморфологическим данным. Полученные значения углов падения рабочих плоскостей основного толчка и его наиболее сильного афтершока позволяют сделать предположение о том, что юго-восточный сегмент Главного Саянского разлома выполаживается с глубиной, т.е. является листрическим разломом (Рисунок 13а). Реальная длительность времени действия источника при Быстринском землетрясении составила 15 с, а длины его большой и малой осей – 45 и 0–30 км соответственно (Рисунок 13б). Большая длина разрыва в очаге Быстринского землетрясения, скорее всего, связана с его механизмом очага и ориентацией плоскости разрыва практически по простиранию Главного Саянского разлома. Разрывообразование при Быстринском землетрясении происходило в основном в одном направлении (на северо-запад) со скоростью 2.4 км/с (Рисунок 13с), что примерно соответствует 0.7 от скорости S-волн, установленной для рассматриваемой части коры юго-западного фланга Байкальского рифта различными методами.

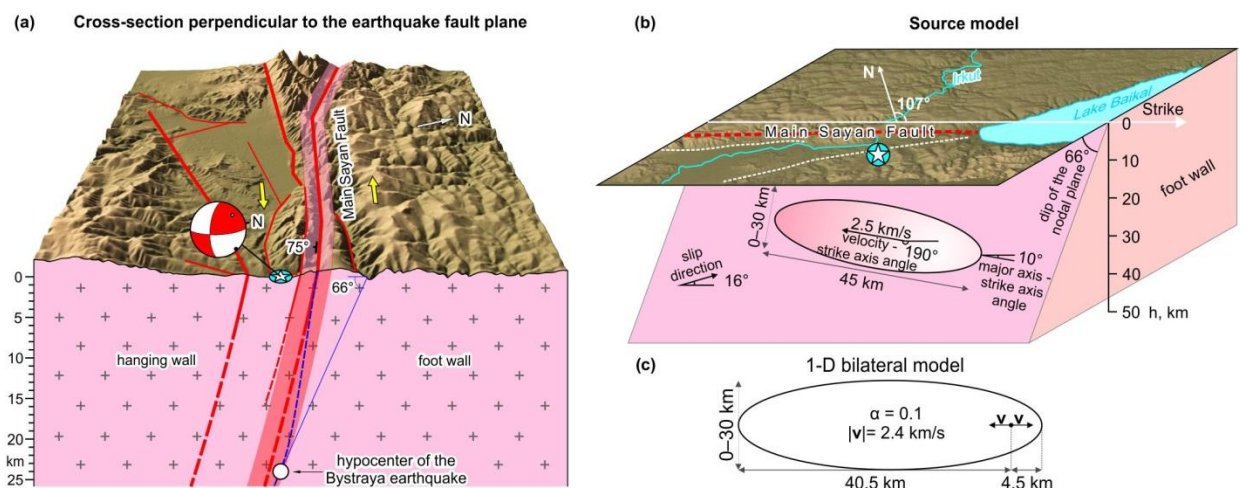


Рис. 13 Очаговые параметры Быстринского землетрясения: (а) – модель очага в приближении мгновенного точечного источника; (б) – модель очага в приближении плоской подвижки; (с) – 1-D билатеральная модель очага в плоскости разрыва.

Исследования опубликованы в журнале «Tectonophysics» :

Filipova A.I., Bukchin B.G., Fomochkina A.S., Melnikova V.I., Radziminovich Ya.B., Gileva (2021) N.A. Source process of the September 21, 2020 Mw 5.6 Bystraya earthquake at the south-eastern segment of the Main Sayan fault (Eastern Siberia, Russia) // Tectonophysics.

Также проводились исследования о возможности идентификации плоскости разлома для землетрясений небольшой магнитуды, имеющих взбросо-сдвиговый механизм. Рассматривались Быстринское землетрясение и землетрясение в Акабе (27 июня 2015 г., $M_w=5.5$). Результаты исследования показали, что для рассматриваемых событий в приближении плоского источника, разница между двумя нодальными плоскостями является несущественной в отличии от крупных землетрясений, имеющих схожий механизм.

6 Вероятностная оценка опасности цунами

Наиболее популярным подходом к оценке опасности цунами на побережье является так называемая вероятностная оценка опасности цунами РТНА (Вероятностная оценка опасности цунами). В исследовании был разработан один из вариантов метода SРТНА (Seismic РТНА), адаптированный для решения задач определения зон возникновения цунами для источников ближнего поля. Подход применен к оценке опасности цунами Бечевинской бухты, расположенной на восточном побережье полуострова Камчатка в северной части Авачинского залива. Предлагаются методика, алгоритмы и результаты вероятностной оценки опасности цунами бухты с целью определения наиболее безопасных акваторий, в которых значения показателей интенсивности цунами (ИМ) не превышают заданных пороговых значений при заданных периодах повторяемости цунами. Метод включает анализ сейсмотектоники региона, построение каталога модельных цунамигенных землетрясений, определение их статистических характеристик, сценарное численное моделирование динамики волн цунами, расчеты значений ИМ. Рассмотрена акватория, в том числе возможность строительства защитных сооружений, и сделаны выводы об их влиянии на оценки опасности цунами бухты.

Бухта Бечевинская расположена в северной части Авачинского залива на востоке полуострова Камчатка (рис. 14). Узкая бухта (шириной до 2 км) вытянута примерно на 10 км в северо-восточном направлении в пределах горного Шипунского полуострова. Особенностью бухтовой батиметрии является мелководье с глубинами до нескольких

метров у входа (около половины бухты) и глубоководье (глубины до 50 м) в верхней части бухты. Бухта Бечевинская образовалась в виде ледникового брода, а мелководная часть представляет собой моренные отложения.

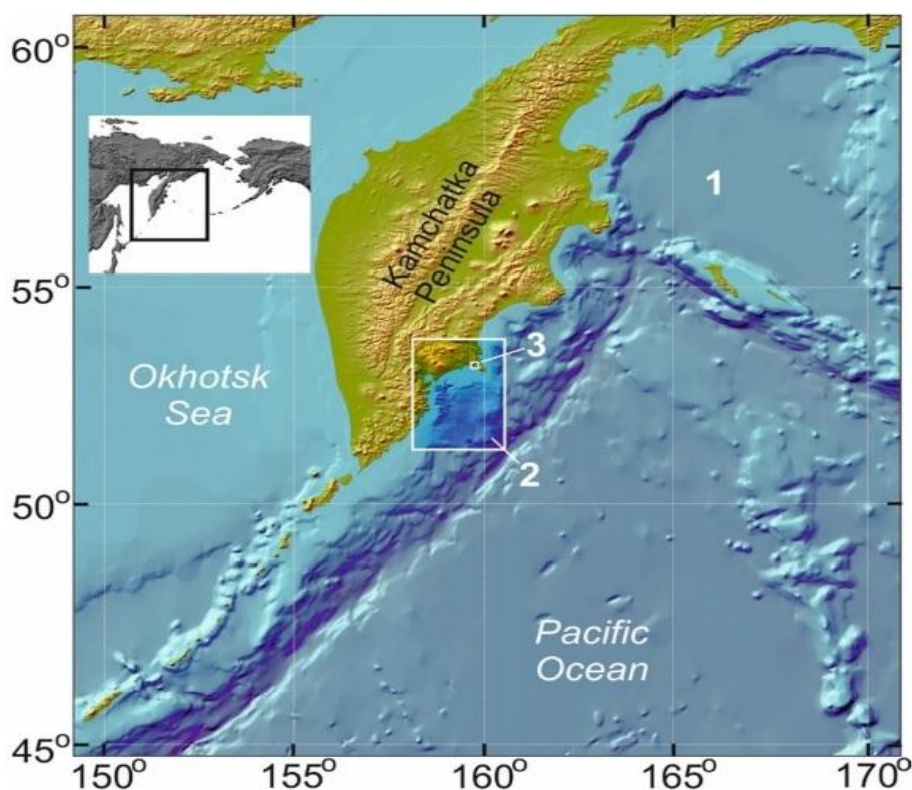


Рис. 14 Батиметрия числовой модели и карты сетки для глобальной - 1, промежуточной -2 и локальной – 3 сеток. На черно-белой вставке показано положение глобальной расчетной области в северной части Тихого океана.

Для сценарного моделирования волн цунами необходим синтетический каталог цунамигенных землетрясений. Параметрами модельного цунамигенного землетрясения являлись координаты центра (широта, долгота, глубина), механизм очага (strike, dip, rake) и его размер (длина и ширина), величина подвижки и магнитуда события. Большой объем вычислений, необходим для моделирования многочисленных сценариев волн цунами, что ограничивает допустимый размер синтетического каталога. С учетом расположения изучаемой акватории относительно прилегающей сейсмозоны и ее размеров окончательный вариант каталога содержал 198 модельных землетрясений (рис.15). Все параметры землетрясений в каталоге генерировались как псевдослучайные значения, соответствующие заданным распределениям. Сейсмический процесс считается стационарным, то есть используемые распределения не зависят от времени.

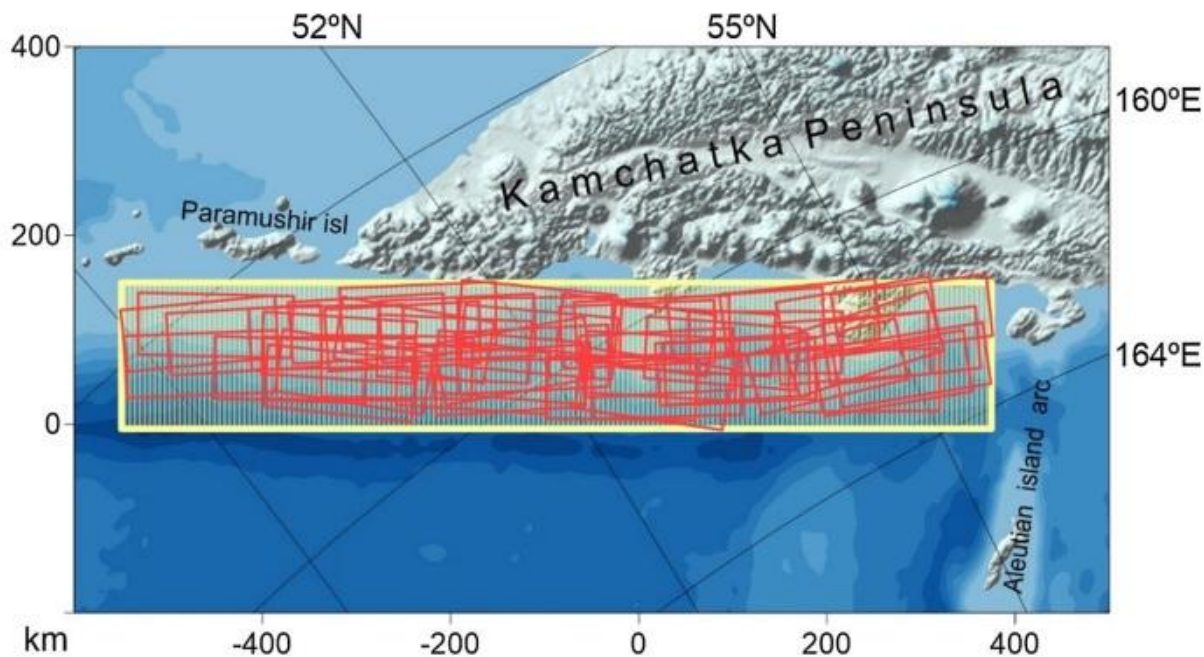


Рис. 15 Пример синтетического каталога цунамигенных землетрясений для восточного побережья полуострова Камчатка. Самый большой прямоугольник — это географическая область, для которой строится каталог. Маленькие прямоугольники — проекции на свободную поверхность модельных источников, генерируемых с магнитудой $MW = 7,5 \div 9$.

При построении синтетического каталога сначала генерировались случайные эпицентры, т. е. горизонтальные координаты очагов, как двумерные случайные величины распределённые по равномерному закону. Затем моделируются три случайные величины для каждого очага: глубина, параметры фокального механизма strike и rake, распределение каждой из которых, аппроксимировалось гауссовским законом рис. 16. Последний параметр фокального механизма был постоянен для всех очагов и равен $dip=22^\circ$.

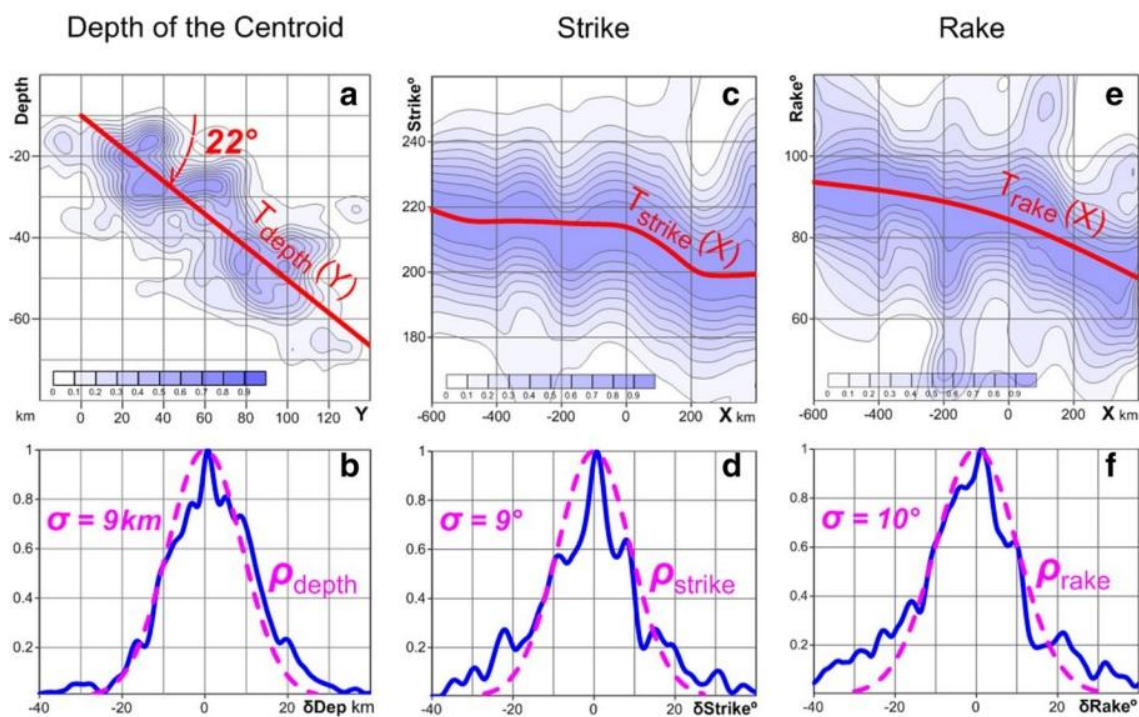


Рис. 16 Построение распределений для генерации трех параметров случайного модельного источника: глубины центроида, простирания и наклона механизма очага. а, с, е – сглаженные двумерные плотности параметров реальных землетрясений (каждый участок карты, параллельный вертикальной оси, нормирован на свой максимум). Сплошными линиями показаны рассчитанные линии тренда соответствующих параметров в зависимости от координат эпицентра. b, d, f: сплошная линия — сглаженная плотность распределения отклонений реальных значений от линий тренда, штриховая линия — гауссова плотность, аппроксимирующая эмпирическую. Обе функции нормированы на максимум. Указанные на графиках значения являются параметрами соответствующих гауссовых распределений, используемых при расчете синтетического каталога.

Далее были смоделированы магнитуды для синтетического каталога. Значения были взяты из интервала магнитуд от $M_w=7.8$ до $M_w=9.0$. Верхняя граница интервала выбиралась исходя из максимальной магнитуды сильнейшего землетрясения Курило-Камчатского региона от 4 ноября 1952 г., приведенная в каталогах за период инструментальных наблюдений.

Полученный синтетический каталог землетрясений был использован для расчёта характеристик проявления волны в бухте и ее наката на берег. Расчёты проводились для трех различных конфигураций акватории бухты: с учетом углубления канала для прохода судов в мелководной части бухты; с учетом русла и волнозащитного сооружения в узкой части бухты; с учетом русла и волнозащитного сооружения на входе в бухту, как показано на рис. 17. В акватории бухты были размещены 119 виртуальных датчиков, сконцентрированных вблизи рассматриваемых защитных сооружений для фиксации характеристик волновых режимов на каждом временном шаге алгоритма.

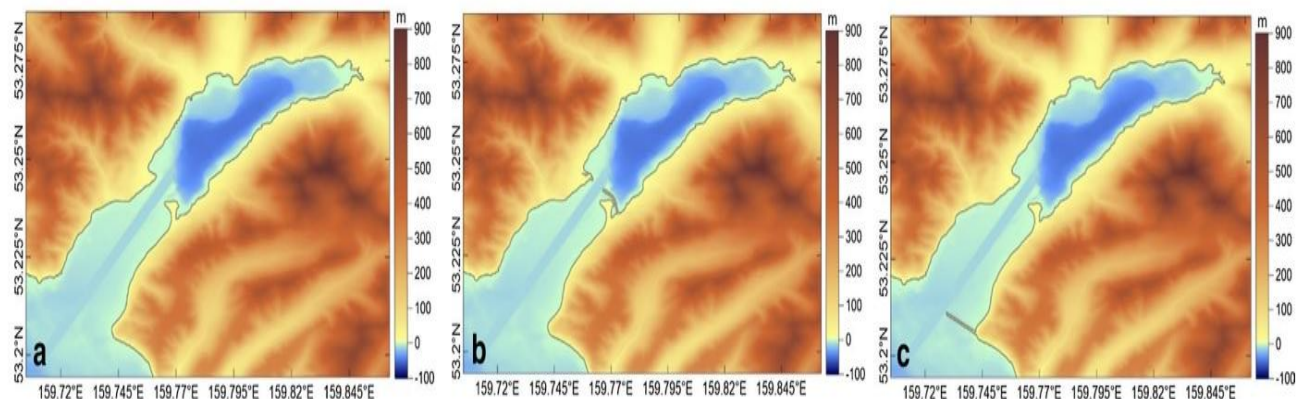


Рис. 17 Локальная карта с руслом – а, с защитными сооружениями: б — в узкой части бухты, с - у входа в бухту.

В каждом узле сетки локальной карты рассчитывались следующие характеристики: максимальные амплитуды, высоты волн и скорости течений. Скорость течения фиксировалась виртуальными датчиками. По результатам моделирования всей совокупности сценариев были рассчитаны максимальные значения высот волн и скоростей течения, которые могут быть достигнуты в заданной точке локальной карты, при заданном значении AR (за конкретный период времени, например 1 раз за 100 лет). Приведены пространственные распределения максимальных высот волн и максимальных скоростей для рассматриваемых значений AR и для различных сценариев (конфигураций) - рис 18,19,20. Расчеты показывают, что защитные сооружения существенно не снижают интенсивность цунами ИМ во внутренней части бухты.

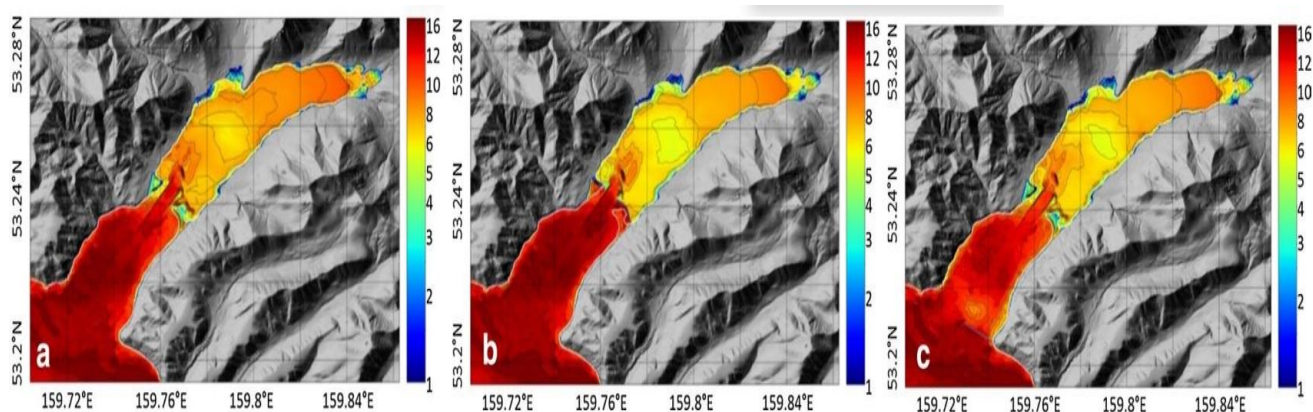


Рис. 18 Максимальные пороговые значения высоты волны (м). AR - 1 раз в 1000 лет (вероятность возможного превышения 5 % в течение 50 лет): а- конфигурация с руслом без защитных сооружений; б — конфигурация с руслом и защитными сооружениями в узкой части бухты; с — конфигурация с руслом и защитным сооружением на входе в бухту.

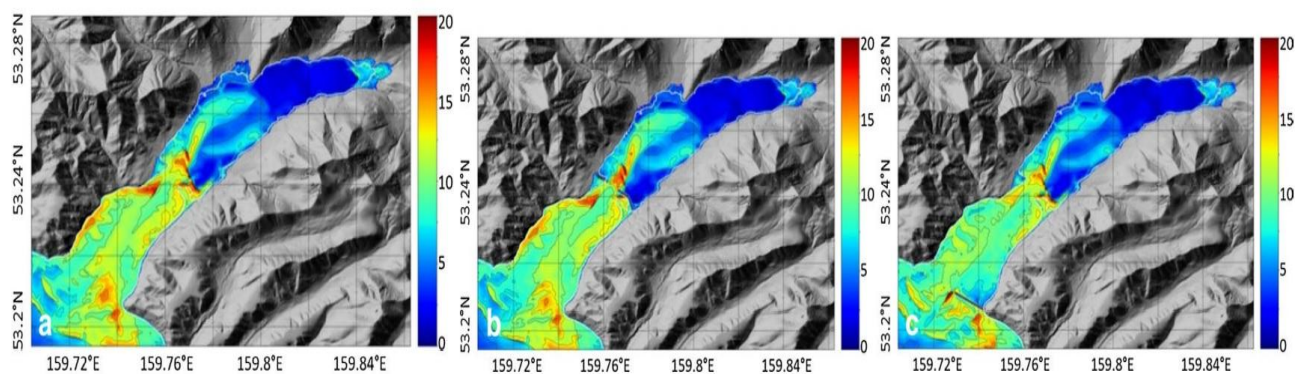


Рис. 19 Максимальные пороговые значения для модулей скорости (м/сек). AR - 1 раз в 1000 лет (вероятность возможного превышения 5 % в течение 50 лет): а — конфигурация с руслом без защитных сооружений; б — конфигурация с руслом и защитными сооружениями в узкой части бухты; с — конфигурация с руслом и защитным сооружением на входе в бухту.

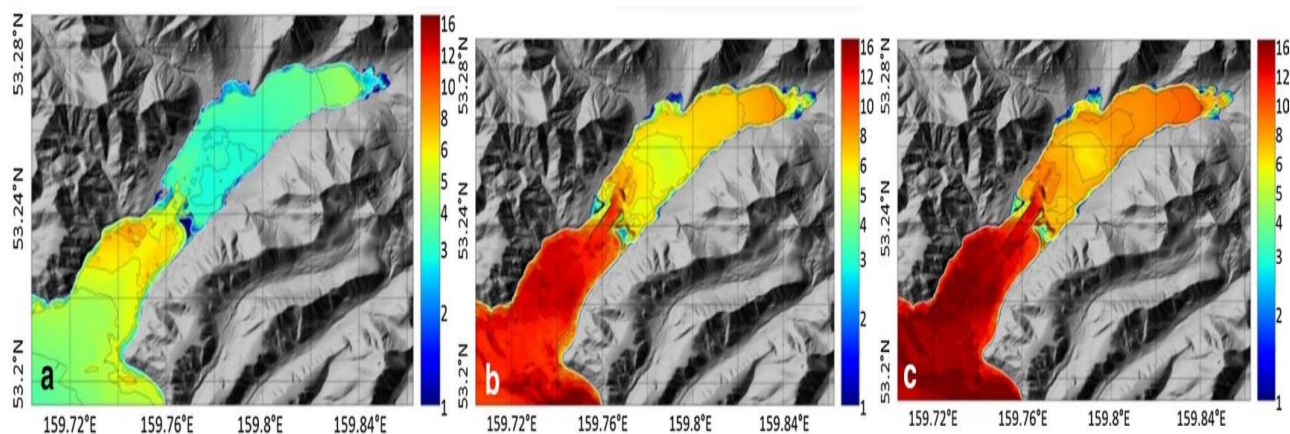


Рис. 20 Предельные пороговые значения высоты волн (м) в бухте без защитных сооружений: а — AR 1 раз в 100 лет (вероятность возможного превышения 39 % в течение 50 лет); б—AR 1 раз в 500 лет (10% вероятность возможного превышения в течение 50 лет); с — AR 1 раз в 1000 лет (5% вероятность возможного превышения в течение 50 лет)

Исследования были проведены в рамках госзадания и совместных работ с ФИЦ ИВТ СО РАН (расчет предельных высот цунами) и ИВИС ДВО РАН (уточнение результатов по полевым наблюдениям) и опубликованы в журнале «Natural Hazards»:

L.B. Chubarov, V.A.Kikhtenko, A.V.Lander, O.I.Gusev, S.A.Beisel, T.K.Pinegina / Technique of local probabilistic tsunami zonation for near field seismic sources applied to the Bechevinskaya Cove (the Kamchatka Peninsula) // Natural Hazards. 2021. DOI:10.1007/s11069-021-04951-y.

7 Исследование Кроноцкого землетрясения от 16 марта 2021 г., $M_L=6.6$ в акватории Тихого океана

Проведено исследование тектонической позиции землетрясения 16 марта 2021 г., $M_L=6.6$ в акватории Тихого океана вблизи Кроноцкого полуострова на Камчатке. Землетрясение 16 марта 2021 г. (ниже «K21», рис. 21) произошло в ~50 км восточнее эпицентра Кроноцкого землетрясения 5 декабря 1997 г., $M_w=7.8$, на сегодня сильнейшего события Восточной Камчатки за период инструментальных наблюдений Камчатской региональной сейсмической сети (с 1962 г.). В плане эпицентр K21 располагается в северо-восточной части облака афтершоков 1997 г. в целом протянувшегося примерно на 200 км к юго-западу параллельно побережью Камчатки. Другое близкое к K21 сильное событие, Землетрясение Углового Поднятия $M_w=7.3$, произошло 20 декабря 2018 г. Его эпицентр располагался в ~90 км северо-восточнее K21, в Тихом океане, южнее области сочленения Камчатского и Алеутского глубоководных желобов.

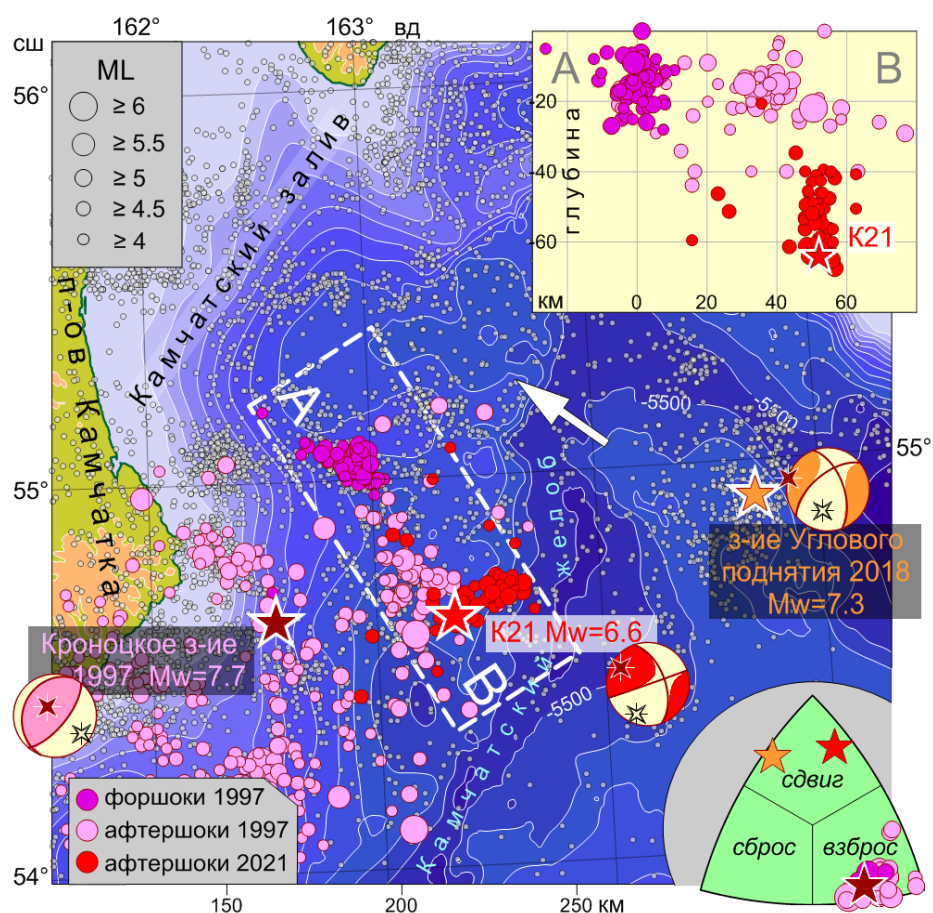


Рис. 21. Элементы сейсмичности окрестности K21. Обозначения землетрясений на основной карте и врезках одинаковые. Звездами отмечены три сильных события: коричневой - Кроноцкое 1997, оранжевой - Углового поднятия 2018, красной - K21. Те же цвета использованы и в соответствующих тензорных диаграммах, приведенных по данным GCMT и определениям Камчатской сети. На диаграммах косыми звездами

указаны главные оси тензора. Форшоки и афтершоки 1997 г. и K21 выделены относительно большими кружками в соответствии с приведенными магнитудной шкалой и цветовой легендой. Мелкими серыми кружками на карте указаны эпицентры остальных землетрясений региона с $ML \geq 4$ за период с 1962 г. по март 2021 г. Белая стрелка указывает направление перемещения Тихоокеанской плиты. На правой верхней врезке приведен вертикальный разрез сейсмичности по линии АВ, на который снесены все форшоки и афтершоки 1997 и 2021 гг., попадающие в прямоугольную область, отмеченную на карте белым пунктиром. На правой нижней врезке на треугольной диаграмме типов очаговых подвижек указано положение обсуждаемых сильных событий, форшоков и афтершоков.

Очаги K21 и Кроноцкого землетрясения 1997 г. находятся западнее глубоководного желоба, то есть фронта погружения Тихоокеанской литосферной плиты под Камчатку (Охотскую плиту). Вероятнее всего, оба события порождены процессами, происходящими в Камчатской зоне субдукции. В отличие от них Землетрясение Углового Поднятия произошло в ~60 км юго-восточнее желоба, в пределах еще не начавшей погружаться в зону субдукции Тихоокеанской плиты. Поэтому, на первый взгляд, можно предположить тесную генетическую связь событий 1997 и 2021 гг., и наоборот относительную независимость K21 от тектонических процессов в регионе Землетрясения Углового Поднятия. Однако, детальное изучение пространственного расположения обсуждаемых событий и их механизмов, по-видимому, говорит о более сложных тектонических соотношениях этих землетрясений и окружающих их активных областей.

В северной части очаговой области Кроноцкого землетрясения 1997 г. выделяется полоса сначала форшоков, а затем афтершоков. На рис. 21 вдоль ее простираения построен разрез АВ. Интересно, что эта полоса проявляется в сейсмичности не только при развитии очага 1997 г., но и в течение всего времени наблюдений с 1962 г. Возможно, ей соответствует некоторая структура в зоне субдукции. Эпицентр K21 находится в южной части этой полосы. Однако, многочисленные сильнейшие ($ML \geq 4.0$) афтершоки K21 образуют облако, вытянутое поперек нее. Такие поперечные разрывы не редкость в очагах сильных событий (например, в Олюторском 2006 г.). Но из разреза на рис. 21 хорошо видно, что K21 и его сильнейшие афтершоки располагаются в более глубоком горизонте, чем произошедшие в том же районе события очага 1997 г. Кроме того треугольная диаграмма в нижней врезке рис. 21 демонстрирует, что механизм K21 значительно отличается от всех механизмов, известных для очага 1997 г. На той же диаграмме видно, что механизм K21 по типу ближе к механизму Землетрясения Углового поднятия, чем к Кроноцкому 1997 г.

Но наиболее важным является различие в расположении главных осей тензоров сейсмического момента событий 1997 и 2021 гг. В данном районе главное взаимодействие

плит происходит в северо-западном направлении, в котором Тихоокеанская плита погружается под Охотскую. Из тензорных диаграмм на рис. 21, следует, что у землетрясения 1997 г в этом направлении субгоризонтально направлена ось сжатия, а у К21 – растяжения.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В рамках НИР были исследованы асимптотические свойства статистических оценок векторного параметра $\mathbf{u} \in R^q$ многомерного случайного временного ряда $\mathbf{z}_t \in R^m, t \in \mathbf{Z}$, удовлетворяющего условиям сильного перемешивания. Были рассмотрены оценки $\tilde{\mathbf{u}}_n(\bar{\mathbf{z}}_n)$, являющиеся решениями уравнений $\nabla_{\mathbf{u}} Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u}) = 0$, $\bar{\mathbf{z}}_n = (z_1^T, \dots, z_n^T)^T$, где $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$ - некоторые целевые функции, для которых выполнен ряд ограничений. На практике с такими оценками приходится иметь дело при решении обратных задач, где целевая функция $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$ представляет собой сумму невязок. Была сформулирована и доказана теорема, что при определённых ограничениях на функцию $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$, оценки $\tilde{\mathbf{u}}_n(\bar{\mathbf{z}}_n)$ являются \sqrt{n} -состоятельными и асимптотически нормальными с предельной ковариационной матрицей $D(\mathbf{u}) = \Phi^{-1}(\mathbf{u})\Psi(\mathbf{u})\Phi^{-1}(\mathbf{u})$, которая однозначно определена целевыми функциями $Q_n(\bar{\mathbf{z}}_n; \mathbf{u})$. Данные результаты обнародованы в работе [Kushnir and Varupaev 2021] и являются обобщением методов построения и анализа асимптотических свойств М-оценок, которые ранее изучались для случая независимых одинаково распределённых наблюдений.

Одним из важных результатов НИР является статистический синтез алгоритмов оценивания векторов кажущейся медленности сейсмических продольных волн региональных сейсмических событий: землетрясений и подземных взрывов [Varupaev and Kushnir 2021]. Эти алгоритмы предназначены для оценки векторов медленности по данным малоапертурных сейсмических групп, расположенных в районах, подверженных интенсивным техногенным сейсмическим воздействиям. Такие помехи, как правило, представляют собой случайные нестационарные процессы с негауссовскими распределениями. В этих шумовых условиях традиционный широкополосный алгоритм ФК-анализа, широко используемый для оценки кажущихся векторов медленности объемных сейсмических волн, не обеспечивает достаточной точности. Вместо этого следует использовать робастные оценки, основанные на обработке фаз комплексных преобразований Фурье данных, записанных массивами. Предложенные оценки являются робастными, т.е. обладают определенными свойствами статистической оптимальности. Качество этих оценок было исследовано с помощью компьютерного моделирования с использованием метода Монте-Карло. При моделировании использовалась архитектура реальной сейсмической группы, реальные записи продольной волны от регионального сейсмического события и реальные записи антропогенных помех, воздействующих на датчики группы. Эти данные были взяты из научных публикаций и онлайн-архивов.

Компьютерное моделирование показало, что в случае, когда помехи, действующие на датчики группы, имеют антропогенную природу (т. е. нестационарны, неоднородны в пространстве и имеют негауссово распределение), предложенные оценки демонстрируют значительно лучшую точность оценки вектора кажущейся медленности по сравнению с традиционным методом широкополосного ФК-анализа. В то же время, если помехи являются простейшими, т. е. являются белыми по пространству и времени, а также с равными мощностями между датчиками группы, тогда предлагаемые оценки демонстрируют такую же точность оценивания, как и алгоритм широкополосного ФК-анализа, что очень хорошо обосновывается с точки зрения математической статистики.

Наряду с развитием методов обработки многомерных наблюдений малоапертурных групп, совершенствуется измерительная аппаратура, алгоритмы и программные комплексы обработки одноканальных данных. Были подготовлены модели оценки погрешностей измерений ротационных сейсмометров, предложены метрологические схемы, которые необходимы при проведении и описании измерительных процедур, а также для калибровки измерительной аппаратуры. Продолжена модификация и отладка программ и алгоритмов автоматизированного выделения основных параметров сейсмических волновых фаз при наличии повышенного уровня сейсмических шумов, функционирующих в масштабе времени, максимально приближенному к реальному. Исследовано влияние температурных вариаций окружающей среды на инструментальный шум приборов.

Особого внимания заслуживают исследования, связанные с разработкой мероприятий по смягчению катастрофических проявлений волн цунами и уменьшению наносимого ими ущерба. Так, например, не менее важным результатом по НИР является разработанная методология вероятностной оценки опасности цунами [L.V.Chubarov et al. 2021] с целью определения наиболее безопасных акваторий Бечевинской бухты (полуостров Камчатка), в которых значения ИМ цунами не превысят заданных пороговых значений. Метод включает анализ сеймотектоники региона, построение каталога модельных цунамигенных землетрясений, определение их статистических характеристик, сценарное численное моделирование динамики волн цунами, расчеты значений ИМ, которые могут быть превышены при заданной повторяемости (в среднем 1 раз в 100, 500, 1000 лет). Этот метод реализован в виде набора алгоритмов, обеспечивающих полноту обработки всей входной информации и реализацию всех необходимых математических моделей для компьютерного моделирования.

Безусловно, важным результатом НИР также является анализ поверхностных волн Быстринского землетрясения с магнитудой 5.6 и его афтершока произошедших 21

сентября 2020 г. [Filipova et al. 2021] Исследуемое главное землетрясение может быть связано с активизацией юго-восточного сегмента главного Саянского разлома, с учетом его эпицентрального расстояния, расчетной глубины 24 км и механизма очага с субширотной нодальной плоскостью. Полученные результаты частично восполняют пробел в сейсмологических исследованиях по юго-восточному сегменту главного Саянского разлома, который долгое время был относительно спокойным. Рассчитанные параметры, в том числе учитывающие эффекты конечного источника и направленности, представляют большую ценность для дальнейших оценок сейсмической опасности исследуемой территории.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Borovkov, A. A. (1998) *Mathematical Statistics*. Gordon and Breach Science Publishers, Amsterdam.
2. Brigham, E. O. (1988). *The Fast Fourier Transform and Its Applications*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall. 463 p.
3. Cobos M., Marti A., Lopez J. J. (2011) A modified SRP-PHAT functional for robust real-time sound source localization with scalable spatial sampling. *IEEE Signal Processing Letters*, 18 (1), 71–74.
4. Davies R. B. (1973) Asymptotic inference in stationary Gaussian time-series. *Advance Applied Probability* v. 5, 469-497. Applied Probability Trust. Printed in Israel
5. Ermakov S. M., Melas V. B. (1995). *Design and Analysis of Simulation Experiments*. Springer Netherlands. 200 p.
6. Graybill, F.A. (1983) *Matrices with Applications in Statistics*, 2nd Edition, Wadsworth International Group, Belmont, California. 461 p.
7. Guo Y., Wu J. and S. Zhu (2015) SRP-PHAT Source location algorithm based on chaos artificial bee colony algorithm. *Proceedings of the 5th International Conference on Information Engineering for Mechanics and Materials*, 153 -158. Atlantis Press, Springer Nature. <https://doi.org/10.2991/icimm-15.2015.30>
8. Fisher R. A. (1925) *Theory of Statistical Estimations*, *Proceedings of Cambridge philosophical society*, 22, 5, 700-725, Cambridge University Press
9. Huber, P. J. (1981) *Robust Statistics*. Wiley series in probability and statistics, John Wiley and Sons, New York.
10. Huber, P. J. and E. M. Ronchetti, (2009) *Robust Statistics*. Wiley series in probability and statistics, John Wiley and Sons, New York.
11. Ibragimov, I. A. Linnik J. V. (1965) *Independent and stationarily connected variables*. Izdat.” Nauka”, Moscow
12. Kushnir A. F. (1996). Algorithms for adaptive statistical processing of seismic array data, 565-586. In: *Monitoring a Comprehensive Test Ban Treaty*. E.S. Husebye, A Dainty (eds). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht/Boston/London.
13. Kushnir A. F. (1999) Estimation of apparent slowness vector for a plane wave using data from a three-component seismic array: a statistical problem involving nuisance parameters. *Computational Seismology*, v. 4, 186 -195. American Geophysical Union, Washington, D.C.
14. Kushnir A. F. (1968) Asymptotically optimal tests for a regression problem of testing hypotheses. *Teor. Veroyatnost. i Primenen.*, 13, 4, 682–700. (In Russian).

15. Kushnir, A. F. and A. I. Pinskiy, (1971) Asymptotically optimal tests of testing hypothesis for an interdependent sample. *Teor. Veroyatnost. i Primenen.*, 16, 2, 280-291. (In Russian)
16. Kushnir A. F. (1987) Identification algorithms for linear systems with correlated input and output noise. *Problems of Information transmitting*, 23, 2, 139–150. (In Russian)
17. Kushnir A. F, Rozhkov N. M., Varypaev A. V. (2013) Statistically-based approach for monitoring of micro-seismic events. *GEM - International Journal on Geomathematics*, v. 4, (2), 201-225. Springer-Verlag, New York-Berlin. DOI 10.1007/s13137-013-0049-6.
18. Kushnir A. F., Varypaev A. V. (2017) Robustness of statistical algorithms for location of microseismic sources based on surface array data. *Computational Geosciences*, v. 21 (3), 459–477. Springer-Verlag, New York-Berlin. DOI 10.1007/s10596-017-9623-6.
19. Kushnir A. F., Varypaev A. V. (2021) Asymptotic distributions of M-estimates for parameters of multivariate time series with strong mixing property. *Engineering proceedings, MDPI*, v.5 (1), 19, <https://doi.org/10.3390/engproc2021005019>.
20. Kværna T., Doornbos D. J. (1986) An integrated approach to slowness analysis with arrays and three-component stations. *NORSAR Sci. Rep.*, 2-85/86: 60-69.
21. Kværna T., Ringdal F. (1986) Stability of various f-k estimation techniques. *NORSAR Sci. Rep.*, 1-86/87: 29-40.
22. Le Cam, L. (1960) Locally asymptotically normal families of distributions. *Univ. California Publ. Statist.* 3, 37-99.
23. Le Cam, L. (1986) *Asymptotic Methods in Statistical Decision Theory*. Springer-Verlag, New York, Berlin.
24. Marple S. L. (1985) *Digital Spectral Analysis with Applications*. Prentice Hall, Inc. Englewood Cliffs, New Jersey.
25. Newey, W.K. and D. McFadden, (1986) Large Sample Estimation and Hypothesis Testing. In: *Handbook of Econometrics* (Engle, R. F. and McFadden, D. L. ed.) 4, ch. 36, Elsevier, Netherlands.
26. Silverman H. F., Yu Y., Sachar J. M., Patterson III W. R. (2005) Performance of real-time source-location estimators for a large-aperture microphone array. *IEEE Trans. Speech Audio Process.* 13 (4), 593–606. IEEE, New York.
27. Taniguchi, M. and Y. Kakizawa, (2000) *Asymptotic Theory of Statistical Inferences for Time Series*. Springer series in statistics. Springer-Verlag, New York.
28. Varypaev A. V., Kushnir A. F. (2018) Algorithm of micro-seismic source localization based on asymptotic probability distribution of phase difference between two

random stationary Gaussian processes GEM - International Journal on Geomathematics, Springer, v. 9 (2), 335–358. Springer-Verlag, New York-Berlin.

29. Varypaev A., Kushnir A. (2020) Statistical synthesis of phase alignment algorithms for localization of wave field sources. Multidimensional Systems and Signal Processing, v. 31 (4), 1553-1578. Springer-Verlag, New York-Berlin.

30. Zhang C., Florêncio D., Ba D.E., Zhang Z. (2008) Maximum likelihood sound source localization and beam forming for directional microphone arrays in distributed meetings. IEEE Transactions on Multimedia 10(3), 538–548. IEEE, New York.

31. Zhuo D. B., Cao, H. (2021) Fast sound source localization based on SRP-PHAT using density peaks clustering. Applied Sciences, v. 11 (1), 445. MDPI - Multidisciplinary Digital Publishing Institute, Basel, Switzerland. <https://doi.org/10.3390/app11010445>.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

Публикации по теме НИР «РАЗВИТИЕ МЕТОДОВ АНАЛИЗА СЕЙСМИЧЕСКИХ ДАННЫХ В ЦЕЛЯХ ИЗУЧЕНИЯ ОЧАГА, СРЕДЫ, СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ», изданные в 2021 г.

Публикации в российских и международных журналах, индексируемых в Web of Science, Scopus, РИНЦ:

1. Chubarov L.B., Kikhtenko V.A., Lander A.V., Gusev O.I., Beisel S.A., Pinegina T.K. / Technique of local probabilistic tsunami zonation for near field seismic sources applied to the Bechevinskaya Cove (the Kamchatka Peninsula) // *Natural Hazards*. 2021. DOI:10.1007/s11069-021-04951-y. (WOS Q2)

2. Filippova A.I., Bukchin B.G., Fomochkina A.S., Melnikova V.I., Radziminovich Ya.B., Gileva N.A. Source process of the September 21, 2020 Mw 5.6 Bystraya earthquake at the south-eastern segment of the Main Sayan fault (Eastern Siberia, Russia) // *Tectonophysics*. 2021. DOI: 10.1016/j.tecto.2021.229162 (WOS Q1)

3. Varypaev A.V., Kushnir A.F. Robust phase algorithms for estimating apparent slowness vectors of seismic waves from regional events, *Computational Geosciences*, published online 01 December 2021, <https://doi.org/10.1007/s10596-021-10105-7> (WOS Q3)

4. Kushnir A., Varypaev A. Asymptotic Distributions of M-Estimates for Parameters of Multivariate Time Series with Strong Mixing property. *Engineering Proceedings*, 2021, 5, 19. <https://doi.org/10.3390/engproc2021005019>.

5. Gravurov V.V., Kislov K.V. Application of Adaptive Filtering Techniques for Filtering Induced Seismic Noise // In: *Problems of Geocosmos – 2021*. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. DOI:10.1007/978-3-030-91467-7_23 (WoS).

6. Kislov K.V., Gravurov V.V. Variations of Ambient Temperature and Following them Instrumental Noise of Seismic Instruments // In: *Problems of Geocosmos – 2021*. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. DOI:10.1007/978-3-030-91467-7_25 (WoS).

7. Kislov K.V., Gravurov V.V. Rotational Seismology: Review of Achievements and Outlooks // *Seismic Instruments*. 2021. V. 57(2). P. 187–202. (WoS)

8. Kislov K.V., Gravurov V.V. On the Question of the Rotational Seismometry Metrology // In: *Problems of Geocosmos – 2021*. Springer Proceedings in Earth and Environmental Sciences. Springer, Cham 2021. DOI:10.1007/978-3-030-91467-7_24 (WoS).

9. Rodkin M.V., Andreeva M.Yu., Liperovskaya E.V. Types of strong earthquake precursor behavior obtained from world and regional catalogs of earthquakes // *IOP Conference*

Series: Earth and Environmental Science. 2021. V. 946. № 1. Article 12008. DOI:10.1088/1755-1315/946/1/012008 (Scopus).

ПРИЛОЖЕНИЕ Б

Программы по теме НИР «РАЗВИТИЕ МЕТОДОВ АНАЛИЗА СЕЙСМИЧЕСКИХ ДАННЫХ В ЦЕЛЯХ ИЗУЧЕНИЯ ОЧАГА, СРЕДЫ, СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ», зарегистрированные в 2021 г.:

1. Гравиров В.В., Кислов К.В. Программа чтения и обработки сейсмических файлов данных, записанных в формате MiniSEED // Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ № 2021617070, от 05.05.2021.
2. Гравиров В.В., Кислов К.В. Программа чтения файлов данных с АЦП Е-24 // Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ № 2021617447, от 14.05.2021.

ПРИЛОЖЕНИЕ В

Выступления на конференциях по теме НИР «РАЗВИТИЕ МЕТОДОВ АНАЛИЗА СЕЙСМИЧЕСКИХ ДАННЫХ В ЦЕЛЯХ ИЗУЧЕНИЯ ОЧАГА, СРЕДЫ, СЕЙСМИЧЕСКОЙ ОПАСНОСТИ», зарегистрированные в 2021 г.:

1. Kislov K.V., Gravirov V.V. Variations of Ambient Temperature and Following them Instrumental Noise of Seismic Instruments // XIII школа-конференция с международным участием «Проблемы Геокосмоса». 24-27 марта 2021.
2. Gravirov V.V., Kislov K.V. Influence of Changes in Ambient Temperature on Characteristics of Hydroacoustic Buoys // XIII школа-конференция с международным участием «Проблемы Геокосмоса». 24-27 марта 2021. S007.
3. Gravirov V., Likhodeev D., Kislov K. The second generation of precision small-sized temperature sensors: measurement and take in account the internal temperature of seismic instruments // CTBT Science and Technology Conference 2021 (SnT2021), Book of Abstracts, Vienna, Austria, P3.1-393, P. 187.
4. Gravirov V., Likhodeev D., Kislov K. The second generation of precision small-sized temperature sensors: investigation of thermal fields near the Elbrus volcano on the basis of the North Caucasus Geophysical Observatory // CTBT Science and Technology Conference 2021 (SnT2021), Book of Abstracts, Vienna, Austria, P3.1-394, P. 187.
5. Гравиров В.В., Лиходеев Д.В., Кислов К.В. Эльбурская геофизическая система прецизионных температурных измерений: в погоне за 0.0001 градуса // II всероссийская научная конференция с международным участием «Современные методы оценки сейсмической опасности и прогноза землетрясений» 29-30 сентября 2021 г. ИТПЗ РАН. Москва, 2021.
6. Gravirov V.V., Kislov K.V. Application of Adaptive Filtering Techniques for Filtering Induced Seismic Noise // XIII школа-конференция с международным участием «Проблемы Геокосмоса». 24-27 марта 2021. S006.
7. Kislov K.V., Gravirov V.V. On the Question of the Rotational Seismometry Metrology // XIII школа-конференция с международным участием «Проблемы Геокосмоса». 24-27 марта 2021. S009.
8. Кислов К.В., Гравиров В.В. Чем DAS полезен для нас (How could we benefit from using fibre-optic distributed acoustic sensing (DAS)?) // II Всероссийская Научная Конференция с международным участием «Современные методы оценки сейсмической опасности и прогноза землетрясений» 29-30 сентября 2021 г. ИТПЗ РАН. Москва, 2021.

9. Гравиров В.В., Кислов К.В. Вращательная сейсмология, как новая область геологогеофизических исследований // VIII Всероссийская научно-техническая конференция с международным участием «Проблемы комплексного геофизического мониторинга сейсмоактивных регионов», Петропавловск-Камчатский, Россия, 27 сентября - 1 октября 2021.

10. Kislov K., Gravirov V. Metrology of rotational seismometry // СТВТ Science and Technology Conference 2021 (SnT2021), Book of Abstracts, Vienna, Austria, P3.1-180, P. 178 - 179.

11. Никитина М. А., Родкин М. В., Шмаков И. Г., "Распределение сейсмичности и связь с фронтами метаморфических превращений внутри субдуцирующей плиты", Всероссийский ежегодный семинар по экспериментальной минералогии, петрологии и геохимии (ВЕСЭМПГ-2021), Москва, 2021.

12. Филиппова А.И., Букчин Б.Г., Фомочкина А.С., Мельникова В.И., Радзиминович Я.Б., Гилева Н.А. Очаговые параметры Быстринского землетрясения 21 сентября 2020 г. ($M_w = 5.6$) по телесеismicким данным // Тезисы докладов Всероссийского совещания, посвященного памяти профессора С.И. Шермана «Разломообразование в литосфере и сопутствующие процессы: тектонофизический анализ» (г. Иркутск, 26–30 апреля, 2021). 2021. С. 224–225.

13. Filippova A.I., Bukchin B.G., Fomochkina A.S. Source parameters of the September 21, 2020 M_w 5.6 Bustraya earthquake at the south-western flank of the Baikal rift // Современные методы оценки сейсмической опасности и прогноза землетрясений: тезисы докладов II всероссийской конференции с международным участием. 29–30 сентября 2021 г. Москва: ИТПЗ РАН, 2021. С. 110–111.

14. Филиппова А.И. Механизмы очагов землетрясений Восточной Арктики по данным поверхностных волн // Физико-химические и петрофизические исследования в науках о Земле. Двадцать вторая международная конференция. Москва, 27–29 сентября, Борок, 1 октября 2021 г. Материалы конференции. М.: ИГЕМ РАН, 2021. С. 274–277.

15. Филиппова А.И., Филиппов С.В. Глубины залегания магнитоактивного слоя литосферы под Восточно-Сибирским морем // Физико-химические и петрофизические исследования в науках о Земле. Двадцать вторая международная конференция. Москва, 27–29 сентября, 1 октября 2021 г. Материалы конференции. М.: ИГЕМ РАН, 2021. С. 278–281.

16. Fomochkina A., Bukchin B., Filippova A. The study of spatio-temporal source parameters for regional earthquakes // The seventh international conference "Quasilinear

Equations, Inverse Problems and their Applications", Educational Center "Sirius" , Sochi (Russia), August 23 to 29, 2021.

17. Bukchin B.G. Fomochkina A.S. Investigation of the surface waves in problems of studying of tectonic environment and earthquake sources. / Book of Abstract. XII International Conference "Problem of Geocosmos" (St. Petersburg, March 24–27, 2021).

18. Фомочкина А.С., Букчин Б.Г. Построение параметров очагов региональных землетрясений по записям поверхностных волн // Современные методы обработки и интерпретации сейсмологических данных. Тезисы XV Международной сейсмологической школы. Обнинск, 2021. С. 97.

19. Kushnir A., Varypaev A. Asymptotic Distributions of M-Estimates for Parameters of Multivariate Time Series with Strong Mixing property // The 7-th International conference on Time Series and Forecasting, Gran Canaria, Spain 19-21 July, 2021.