

УДК 550.34.016

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ ОЧАГОВ МИКРОСЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ ПО ДАННЫМ ПОВЕРХНОСТНЫХ СЕЙСМИЧЕСКИХ ГРУПП ПРИ СИЛЬНЫХ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХАХ И СЛОЖНЫХ МЕХАНИЗМАХ ИСТОЧНИКОВ ИЗЛУЧЕНИЯ

© 2014 г. А. Ф. Кушнир^{1,2}, А. В. Варьпаев^{1,3}, М. В. Рожков¹,
А. Г. Епифанский^{1,4}, И. Дриккер^{5,6}

¹ЗАО “Научно-инженерный центр СИНАПС”, г. Москва

²Институт теории прогноза землетрясений и математической геофизики РАН, г. Москва

³Московский институт электроники и математики, Высшая школа экономики, г. Москва

⁴Московский государственный институт радиотехники,
электроники и автоматики (Технический университет), г. Москва

⁵Earth Imaging, Inc., Saratoga Springs, NY, USA

⁶Instrumental Software Technologies, Inc., Saratoga Springs, NY, USA

E-mail: afkushnir@gmail.com

Поступила в редакцию 18.10.2013 г.

Мировой опыт показывает, что эффективным методом интенсификации разработки низко-проницаемых коллекторов на месторождениях углеводородов является метод гидроразрыва пласта (ГРП). Образующиеся при ГРП трещины среды, гидродинамически связанные со скважинами, приводят к существенному увеличению извлекаемых запасов углеводородов. Контроль процесса образования и распространения трещин при ГРП является важнейшей задачей менеджмента резервуаров углеводородов. Основным инструментом такого контроля является микросейсмический мониторинг ГРП, который позволяет оперативно определять геометрию трещин по сейсмическим волнам от микро-землетрясений, возникающих при образовании и развитии трещин. В работе рассматривается задача определения параметров микроземлетрясений по наблюдениям сейсмического волнового поля с помощью поверхностной группы сейсмоприемников. Особенность исследования состоит в том, что указанная задача рассматривается методами статистической теории оценивания параметров случайных процессов, что связано с высоким уровнем случайных техногенных помех, которые маскируют сигналы от микроземлетрясений, регистрируемые поверхностной группой при проведении ГРП. В статье предложен ряд алгоритмов, учитывающих статистические характеристики таких сейсмических помех, что позволяет преодолеть ряд недостатков, присущих технологиям, применяемым в настоящее время для микросейсмического мониторинга ГРП.

DOI: 10.7868/S000233371403003X

1. ВВЕДЕНИЕ

В теоретической части работы приводится обзор статистически оптимальных вычислительных алгоритмов для определения параметров микроземлетрясений, которые были разработаны авторами и опубликованы в статьях, патентах и докладах на международных конференциях в течение 2011–2013 годов. Алгоритмы синтезировались с целью оценивания по данным поверхностных сейсмических групп таких важнейших характеристик микроземлетрясений, как координаты их очагов и параметры их механизмов, с учетом воздействия на группу сильных нестационарных сейсмических помех, коррелированных во времени и по пространству.

В качестве основного “инструмента” синтеза статистически оптимальных алгоритмов оценива-

ния параметров микросейсмического источника по сейсмограммам поверхностной группы сейсмоприемников в работе использован метод максимального правдоподобия, примененный к преобразованиям Фурье этих сейсмограмм. Преобразование сейсмограмм группы в спектральную область позволяет вычислительно эффективно осуществлять оптимизацию алгоритмов обработки данных групп путем учета априорно заданных характеристик наблюдений: спектральных свойств случайных процессов помех, кинематических и динамических параметров среды и физических моделей сейсмических источников. Это приводит к гибкой вычислительной структуре алгоритмов, легко адаптируемой к изменениям указанных характеристик в различных условиях практического применения микросейсмического мониторинга.

Важную часть работы составляют результаты модельных экспериментов, проведенных с целью сравнения точности синтезированных алгоритмов микросейсмического мониторинга в условиях реальных помех, присутствующих на месторождениях углеводородов. Сравнение проводилось методом повторных независимых испытаний Монте-Карло, согласно которому статистические характеристики точности оценивания параметров микроземлетрясений определялись по результатам обработки большой совокупности модельных сейсмограмм поверхностной группы датчиков, представлявших собой смеси синтетической сейсмограммы от микросейсмического источника с записями техногенных сейсмических помех, зарегистрированных в ходе проведения ГРП на месторождении сланцевого газа. Каждая модельная сейсмограмма обрабатывалась различными алгоритмами с целью оценивания параметров синтетического источника. По полученным наборам оценок вычислялись статистические характеристики точности определения параметров источника, обеспечиваемые каждым из алгоритмов.

Результаты проведенных модельных экспериментов позволяют утверждать, что предложенные в работе статистически оптимальные алгоритмы микросейсмического мониторинга ГРП обеспечивают при сильных техногенных помехах существенно более высокую точность оценивания параметров микросейсмических источников, чем широко распространенный на практике алгоритм сейсмической эмиссионной томографии. По мнению авторов эти алгоритмы перспективны для практического использования, поскольку могут существенно повысить точность определения геометрии трещин, создаваемых в результате ГРП.

В современной технологии гидроразрыва пласта на нефтяных и газовых месторождениях применяется закачка в пласт больших объемов воды, смешанной с различными химическими жидкостями и мелкими твердыми частицами (пульпы). Пульпа под высоким давлением вызывает изменение напряжения в породах, содержащих нефть или газ, что приводит к возникновению микросейсмических событий, излучающих сейсмические волны. Обнаружение этих событий, их локация (определение координат очагов событий) и интерпретация сейсмических волн от событий с целью определения механизмов их очагов осуществляется методами относительно нового раздела сейсмологии, получившего название микросейсмического мониторинга. Микросейсмический мониторинг гидроразрыва пласта экономически эффективен, поскольку позволяет оптимизировать добычу нефти и газа [Maxwell, Deere, 2010; Eisner et al., 2010].

Микросейсмический мониторинг осуществляется путем помещения сейсмических датчиков (например, геофонов) в специальные наблюда-

тельные скважины (скважинный мониторинг), или размещения групп таких датчиков на дневной поверхности или в неглубоких скважинах (поверхностный мониторинг). В скважинном мониторинге локация микросейсмических событий осуществляется с помощью процедур, аналогичных тем, что применяются в сейсмологии для локации удаленных землетрясений, т.е. используется итеративный метод Гейгера [Geiger, 1912]. Согласно этому методу вручную или автоматически определяются моменты вступления на скважинные датчики продольных и поперечных сейсмических волн от события, и координаты гипоцентра события находятся путем минимизации невязок времен пробега волн от предполагаемой точки расположения его очага до точек расположения датчиков [Maxwell, 2010]. Определение моментов вступления волн на датчики требует, чтобы регистрируемые сигналы события превосходили по интенсивности помехи, воздействующие на датчики: отношение сигнал–шум (ОСШ) должно удовлетворять условию: $ОСШ > 1$. Моментная магнитуда (обозначаемая ниже M_w) событий, которые порождаются при ГРП, обычно очень мала и лежит в диапазоне $-3 < M_w < -1$ [Shapiro, 2008; Maxwell, 2010]. Если датчики, расположенные в наблюдательной скважине, находятся всего в нескольких сотнях метров от скважины, закачивающей воду в пласт, то для микросейсмических событий с магнитудами из указанного диапазона условие $ОСШ > 1$, как правило, выполняется.

Если сейсмические датчики расположены на дневной поверхности или в неглубоких скважинах, то регистрируемые ими сигналы от слабых микросейсмических событий практически полностью маскируются сильными шумами. Это объясняется большим удалением поверхностных датчиков от очагов событий с глубинами в несколько километров, а также более высоким уровнем сейсмических помех на поверхности [Thornton, 2012]. В работе [Ackerley, 2012] показано, что нижний порог для магнитуд микросейсмических событий, надежно обнаруживаемых на поверхности с помощью широкополосного мало шумящего сейсмометра Trillium Compact равен $M_w = -2$, если сейсмический шум на поверхности соответствует модели естественных сейсмических шумов Петерсона NLNM (New Low Noise Model) [Peterson, 1993] и расстояние между сейсмометром и событием не превышает 2 км. В этом случае $ОСШ = 1$, и стандартные сейсмологические методы позволяют с достаточной надежностью обнаружить событие и измерить моменты вступления его сейсмических фаз. Для сейсмометров с более высоким уровнем шумов, чем у Trillium Compact, и для источников, удаленных на большие расстояния, реальный порог для магнитуд надежно обнаруживаемых событий, по крайней мере, вдвое выше: $M_w = -1$.

Из практики микросейсмического мониторинга известно, что доля сейсмической энергии от источника с магнитудой из указанного выше диапазона, достигающая поверхности и регистрируемая одиночным датчиком, составляет лишь несколько процентов от энергии шумов, воздействующих на этот датчик (ОСШ $\sim 0.02 : 0.05$).

Чтобы обнаруживать и лоцировать индуцируемые ГРП события при таких малых ОСШ необходимо разместить на поверхности над областью ГРП большое количество сейсмических датчиков, т.е. создать сейсмическую группу, способную аккумулировать энергию события на достаточно большой площади. Сейсмограммы, записанные датчиками группы, затем могут обрабатываться с помощью методик, которые широко используются в разведочной геофизике и определяются терминами “миграция” и “стекинг после временной коррекции”.

Для поверхностного мониторинга ГРП применяются различные варианты методик миграции-стекинга (см., например, обзор [Duncan, Eisner, 2010]), Один из наиболее старых алгоритмов локализации микросейсмических событий носит название эмиссионной сейсмической томографии (СЭТ). Алгоритм СЭТ использует в качестве оценки гипоцентра источника аргумент максимума функционала “*Semblance*” [Neidell, Taner, 1971], зависящего как от наблюдений, так и от искомым координат источника [Nikolaev, 1987; Kiselevitch, 1991; Чеботарева, 2006; Duncan, 2010a; Duncan, 2010b]. В последнее время предложены другие алгоритмы сейсмического мониторинга ГРП [Ерохин и др., 2008; Кушнир и др., 2012a; Кушнир и др., 2012b; Kushnir et al., 2013; Епифанский и др., 2013], позволяющие преодолевать определенные трудности использования эмиссионной сейсмической томографии в условиях сильных техногенных помех, воздействующих на датчики поверхностной группы при проведении ГРП.

С точки зрения математической статистики эффективность применения алгоритма СЭТ для обнаружения и локализации источников при малых отношениях сигнал–шум может быть обоснована только в предположении, что аддитивные случайные шумы, воздействующие на различные датчики группы, являются белыми шумами как во времени, так и по пространству. Т.е. дискретные временные отсчеты шумовых составляющих сейсмограмм группы имеют одинаковые дисперсии, не коррелированы друг с другом в каждой из сейсмограмм и взаимно не коррелированы для сейсмограмм различных датчиков группы. Только в этом случае выходное отношение сигнал–шум (ОСШ) функционала *Semblance* (отношение его среднего значения к дисперсии при значениях его аргументов, равных истинным координатам источника) оказывается в \sqrt{MT} раз

большим по сравнению с ОСШ в сейсмограммах отдельных датчиков группы (где M – число датчиков группы, T – длительность микросейсмического сигнала). В этом случае применение группы датчиков уменьшает пороговое ОСШ обнаруживаемых СЭТ микросейсмических событий в \sqrt{MT} по сравнению с пороговым ОСШ при обнаружении событий одиночным датчиком.

Однако многочисленные исследования свойств сейсмических шумов на площадках, где производится ГРП, (например, [Chambers et al., 2010]) показывают, что реальные шумы существенно не стационарны и коррелированы как во времени, так и по пространству. Это связано с техногенным характером шумов, вызываемых работой механизмов, обеспечивающих технологические операции ГРП. В работе [Rozhkov и др., 2012] эти свойства реальных шумов показаны с помощью статистического временного и пространственного спектрального анализа (F-K анализа) записей сейсмических помех поверхностной группы, развернутой на месторождении углеводородов Marcellus Shale в Западной Вирджинии (США).

В случае нестационарных и коррелированных во времени и по пространству шумов простые операции выравнивания моментов вступления сигналов источника в каналах группы с последующим усреднением данных по каналам и во времени, осуществляемые функционалом *Semblance*, не повышают его выходное ОСШ в той степени, как это имеет место в случае белых шумов. Увеличение числа датчиков в поверхностной группе с целью понижения магнитудного порога событий, детектируемых с помощью функционала *Semblance*, малоэффективно при создаваемых ГРП техногенных помехах. Действительно, апертура группы не может быть слишком большой из-за затухания сейсмических волн при больших расстояниях между источником и датчиками, а увеличение числа датчиков в пределах заданной апертуры приводит к уменьшению расстояния между ними и резкому увеличению взаимной корреляции техногенных помех в различных датчиках. Последнее сильно замедляет рост выходного ОСШ функционала *Semblance* с увеличением числа датчиков. Т.е. достичь надежного обнаружения и локализации микросейсмических событий с магнитудами M_w в диапазоне $(-3 : -2)$ на основе данных поверхностных групп и технологии СЭТ представляется весьма затруднительным.

Из сказанного следует, что необходимо создание других процедур обработки данных поверхностных групп, ориентированных на максимально достижимую надежность обнаружения и локализации микросейсмических событий в условиях техногенных помех: нестационарных и сильно коррелированных во времени и по пространству.

Проблема детектирования и локации источников волновых излучений при случайных помехах, коррелированных во времени и по пространству, хорошо известна в прикладной статистике. Она изучалась в статистической радиотехнике [Левин, 1989], в радио- и гидролокации [Haykin, 1985; Van Trees, 2002], сейсмологии слабых землетрясений [Monitoring..., 1996; Кушнир, 2012], акустике [Strumina, 2011] и других областях. Теоретически наилучшие результаты достигаются при решении этой проблемы методами математической статистики многомерных случайных процессов [Липцер, Ширяев, 1974; Ибрагимов, Хасьминский, 1979]. С позиций этой теории различия в статистических характеристиках волновых полей сигналов и помех (таких как их временные и пространственные корреляции) могут быть эффективно использованы для подавления помех с помощью пространственной фильтрации многоканальных данных поверхностных групп, и следовательно, для увеличения надежности детектирования сейсмических событий, точности локации их источников и определения механизмов очагов событий. [Kushnir et al., 1990; Kushnir, 1996; Кушнир, 2012; Kushnir et al., 2013].

В настоящей работе рассматриваются статистические алгоритмы обработки данных поверхностных групп для локации микросейсмических событий и определения механизмов их очагов. Детальное описание этих алгоритмов и их формальное математическое обоснование изложено в недавних публикациях авторов: [Кушнир, 2012; Варыпаев, 2012б; Kushnir et al., 2013], а также в патентах [Кушнир и др., 2012а; 2012б; Елифанский и др., 2013].

Важной частью настоящей работы является изложение результатов модельных исследований точности предложенных статистических алгоритмов в сравнении с традиционно применяемым при мониторинге ГРП алгоритмом сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ) в условиях реальных сейсмических помех: нестационарных и коррелированных во времени и по пространству. Исследования проводились статистическим методом Монте-Карло с использованием синтетических сейсмограмм микросейсмических источников и записей реальных сейсмических помех, зарегистрированных поверхностной группой при проведении ГРП на месторождении Marcellus Shale в Западной Виржинии (США).

Авторы полагают, что данная работа следует традициям количественной интерпретации геофизических наблюдений с позиций современной статистической теории, развитым В.Ф. Писаренко в его известных пионерских работах по высокоточному спектральному анализу сейсмологических данных. Использование новейших достижений математики при решении прикладных

задач является замечательной особенностью научного творчества В.Ф. Писаренко. Этому стилю научных исследований стараются следовать его многочисленные ученики и последователи. Авторы считают за честь поздравить Владилена Федоровича Писаренко с его юбилеем и желают ему новых успехов в его выдающемся научном творчестве.

2. СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНИВАНИЮ ПАРАМЕТРОВ ИСТОЧНИКОВ

С точки зрения математической статистики локация микросейсмического источника и определение механизма его очага по данным поверхностной группы датчиков в присутствии сильных сейсмических помех, коррелированных во времени и по пространству, это задача оценивания параметров совместного (многомерного) вероятностного распределения совокупности зарегистрированных многоканальных данных группы. Ниже мы будем полагать, что эти данные анализируются на интервале времени, в котором во всех датчиках содержатся сигналы от микросейсмического источника, и длительность этого интервала не меньше длительности временной функции источника. Для математического описания многомерного распределения данных группы мы используем определенные физические предположения о микросейсмическом источнике, процессе распространения сейсмического излучения от источника к приемникам группы и сейсмических помех, воздействующих на приемники группы. Эти предположения основаны на экспериментальном материале, накопленном в результате многолетнего использования сейсмических групп для локации слабых землетрясений и подземных ядерных испытаний. Они состоят в следующем:

1) микросейсмический источник представляет собой локализованную область среды, размер которой пренебрежимо мал по сравнению с апертурой сейсмической группы и расстоянием от источника до датчиков группы; т.е. рассматриваются точечные сейсмические источники;

2) среда распространения сейсмических волн от источника до приемников группы является линейной и изотропной, т.е. распространение сейсмических волн в среде описывается линейной теорией упругости [Аки, Ричардс, 2002] и может трактоваться в рамках лучевых приближений этой теории;

3) механизм очага микросейсмического источника полностью определяется его тензором сейсмического момента, который задает интенсивность и полярность сейсмических колебаний при их распространении вдоль лучей;

4) сейсмические помехи, воздействующие на приемники группы, представляют собой случай-

ные процессы, аддитивные по отношению к сигналам от источника, коррелированные во времени и взаимно коррелированные для различных приемников группы. На интервалах времени существования сигнала от микросейсмического источника эти процессы могут рассматриваться как многомерные гауссовские стационарные случайных процессы.

При этих предположениях методами математической статистики случайных процессов [Le Sam, 1960; Липцер, Ширяев, 1974; Ибрагимов, Хасьминский, 1979; Левин, 1989; Leman, Gazella, 1998; Кушнир, 2012] могут быть синтезированы статистически оптимальные оценки $\hat{\mathbf{r}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})$, $\hat{\boldsymbol{\theta}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})$ координат источника микросейсмического излучения $\mathbf{r} = (r_x, r_y, r_z)$ и параметров симметричного тензора сейсмического момента $\boldsymbol{\theta} = (\theta_{ij})$, $i, j \in \overline{1,3}$ источника, вычисляемые по совокупности данных группы $\tilde{\mathbf{y}}_{MN}$ (где M – число приемников группы, N – число дискретных отсчетов в каждом из датчиков на интервале анализа).

Оптимальность оценок $\hat{\mathbf{r}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})$, $\hat{\boldsymbol{\theta}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})$ понимается в смысле соответствия их статистических свойств определенным теоретически обоснованным и практически полезным критериям качества. Статистически оптимальные оценки являются в вычислительном отношении более сложными, чем используемые в настоящее время алгоритмы для определения параметров микросейсмических источников с помощью поверхностных групп. Однако они обладают рядом преимуществ, и при дополнительных упрощающих предположениях о механизме очага источника, среде распространения сейсмических волн и характере помех, воздействующих на приемники группы, переходят в алгоритмы, основанные на классическом или модифицированном алгоритме сейсмической эмиссионной томографии.

Ниже алгоритм для определения параметров $\boldsymbol{\varphi} = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ микросейсмического источника будем называть “статистически оптимальным (СО) алгоритмом”, если он отвечает двум практически важным критериям:

1. СО алгоритм должен обеспечивать ошибки локации, близкие к *минимальным теоретически возможным* при известных статистических характеристиках случайных помех (т.е. он должен быть близок к “*теоретически оптимальному алгоритму*”);

2. СО алгоритм должен быть устойчивым к изменению статистических характеристик помех, т.е. не терять качество оценивания параметров источника, если реальные характеристики помех отклоняются от предполагаемых.

Построить алгоритм, удовлетворяющий обоим этим критериям возможно используя два подхода:

1). *Адаптивный подход:*

а). Синтезируется алгоритм оценивания параметров $\boldsymbol{\varphi} = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$, в котором для обработки данных группы используется полная информация о статистических свойствах помех. В случае гауссовских стационарных помех при этом достаточно знать матричную спектральную плотность мощности (МСПМ) $\hat{\mathbf{F}}(\omega)$ (ω – круговая частота) M -мерного случайного процесса помех, воздействующих на датчики группы на интервале анализа данных $[t_0, t_0 + T]$. Для синтеза алгоритма используется метод максимального правдоподобия (МП), гарантирующий, что при достаточно большом количестве наблюдений MN , полученный МП алгоритм обеспечивает минимальные теоретически возможные ошибки оценивания [Ибрагимов, Хасьминский, 1979; Кушнир, 2012; Kushnir, et al., 2013].

б). На практике МП алгоритм используется для оценивания $\boldsymbol{\varphi} = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ после его *адаптации* к реально действующим помехам, искажающим сигналы от источника в датчиках группы. Адаптация заключается в построении оценки МСПМ $\hat{\mathbf{F}}(\omega)$ по наблюдениям “чистых” помех на интервале наблюдений, предшествующем интервалу $[t_0, t_0 + T]$, где существуют сигналы от микросейсмического источника. Оценивание матричной функции $\hat{\mathbf{F}}(\omega)$ может осуществляться с помощью стандартных методов многомерного спектрального анализа (Бриллинджер, 1980; Марпл, 1990).

2). *Робастный подход:*

а). Синтезируются алгоритмы, в которых при обработке данных используются только те зависящие от помех характеристики наблюдений, которые могут быть *эффективно использованы* для определения параметров источника, и свойства которых *слабо меняются* при изменении статистических характеристик помех. В рассматриваемой задаче это – фазы спектральных представлений сейсмограмм в каналах группы и/или аргументы максимумов взаимных корреляционных функций (ВКФ) этих сейсмограмм для различных пар каналов.

б). При синтезе робастных алгоритмов обычно используется критерий минимизации максимально возможных ошибок оценивания при изменении характеристик помех в заданных пределах (минимаксный критерий) [Хьюбер, 1984].

Преимущество адаптивных статистически оптимальных (СО) алгоритмов заключается в их потенциально более высокой точности, их недостаток – в необходимости использования для адаптации к помехам дополнительных наблюдений “чистых” помех. При этом, чем больше дополнительных наблюдений помех, тем меньше адаптивный СО алгоритм уступает теоретически наилуч-

шему алгоритму, обеспечивающему минимальные ошибки оценивания при реально действующих помехах.

Алгоритмы оценивания параметров распределения наблюдений, как правило, состоят из двух основных вычислительных процедур:

а) вычисление определенного функционала, зависящего и от наблюдений, и от неизвестных значений оцениваемых параметров;

б) максимизации этого функционала по параметрам. Значения параметров, при котором функционал достигает максимума, принимаются за искомые оценки параметров.

В задаче оценивания параметров $\varphi = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ микросейсмических источников по данным поверхностных групп вычислительные формулы функционалов СО алгоритмов требуют информацию о кинематических и динамических характеристиках физической модели среды, в которой распространяются сейсмические волны от источника к приемникам группы, о диаграмме излучения физической модели источника, определяемой его тензором сейсмического момента, и о статистических характеристиках помех, воздействующих на датчики группы.

3. АЛГОРИТМЫ МАКСИМАЛЬНОГО ПРАВДОПОДОБИЯ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ МИКРОСЕЙСМИЧЕСКИХ СОБЫТИЙ ПО ДАННЫМ ПОВЕРХНОСТНЫХ ГРУПП

Работа [Kushnir et al., 2013] содержит формальный математический синтез двух СО алгоритмов оценивания параметров $\varphi = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ по данным поверхностных сейсмических групп с помощью асимптотического варианта метода максимального правдоподобия (МП) [Le Cam, 1960; Le Cam, Yang, 1990; Ибрагимов, Хасьминский, 1979; Кушнир, 2012]. Предложены алгоритмы максимума правдоподобия (МП) для двух математических моделей временной функции излучаемых источником сейсмических колебаний: когда эта функция полностью неизвестна, и когда она может рассматриваться как “отрезок” реализации стационарного гауссовского случайного процесса с известной спектральной плотностью мощности (СПМ). Помехи, воздействующие на приемники группы на интервале времени, содержащем сигнал источника, трактуются как M -мерные гауссовские стационарные случайные процессы с известной матричной спектральной плотностью мощности (МСПМ) $\mathbf{F}(\omega)$. В общем случае эти помехи считаются коррелированными и во времени, и по пространству (т.е. взаимно коррелированными для всех пар сейсмометров). Т.е. матричная функция $\mathbf{F}(\omega)$ не считается диагональной:

ее внедиагональные элементы – различные комплексные функции частоты.

Существенно, что главная вычислительная процедура, которая в наибольшей степени определяет качество оценивания параметров источника, одинакова для обоих указанных алгоритмов максимального правдоподобия. Она не зависит от модели временной функции источника и ориентирована на эффективное подавление помех с МСПМ $\mathbf{F}(\omega)$ [Кушнир, 2012].

Когда МСПМ помех $\mathbf{F}(\omega)$ не известна, то используется адаптивный подход, т.е. $\mathbf{F}(\omega)$ оценивается по наблюдениям помех с помощью широко применяемых методов многомерного спектрального анализа. Различные варианты практической реализации алгоритма максимального правдоподобия для локации микросейсмических источников описаны в патенте Российской Федерации [Кушнир и др., 2012а]. Наиболее удобный для применения адаптивный МП алгоритм оценивания параметров $\varphi = (\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ микросейсмических источников, не требующий априорной информации о временной функции источника, имеет следующий вид:

$$\hat{\varphi}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}) = (\hat{\mathbf{r}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}), \hat{\boldsymbol{\theta}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})) = \arg \max_{\substack{\mathbf{r} \in D \\ \boldsymbol{\theta} \in Q}} \Lambda(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}), \quad (1)$$

где

$$\Lambda(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N \frac{|\mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \hat{\mathbf{F}}_j^{-1} \mathbf{x}_j|^2}{\mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \hat{\mathbf{F}}_j^{-1} \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})}, \quad (2)$$

D – область среды, в которой анализируются сейсмические источники; Q – область предполагаемых значений параметров механизма источника; $\tilde{\mathbf{y}}_{MN} = \{y_k(t_n), k \in \overline{1, M}, n \in \overline{1, N}\}$ – совокупность всех дискретных наблюдений группы, зарегистрированных на интервале существования сигнала от источника;

$\mathbf{x}_j = (x_{k,j}, k \in \overline{1, M})$ – вектор-столбец; $x_{k,j} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{n=1}^N y_k(t_n) \exp\left\{-i \frac{n\omega_j}{f_s}\right\}$, $j \in \overline{1, N}$, дискретные конечные преобразования Фурье (ДКПФ) [Бриллингер, 1980] дискретных отсчетов $y_k(t_n)$, $n \in \overline{1, N}$, сейсмических колебаний, зарегистрированных k -м приемником; $\omega_j = \frac{j2\pi f_s}{N}$, $j \in \overline{1, N}$ – круговые частоты ДКПФ; $f_s = (t_{n+1} - t_n)^{-1}$ – частота дискретизации непрерывных данных группы; * –

знак эрмитова сопряжения вектора, $\mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = (h_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}), k \in \overline{1, M})$ – вектор-столбец преобразования Фурье от функций Грина, описывающих преобразования временной функции источника в сигналы, порождаемые источником в датчиках группы. Конкретный вид величин $h_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = h_k(\omega_j | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$, используемых в алгоритмах данной статьи, подробно описан ниже в формуле (4).

Комплексные величины $x_{k,j}$, $k \in \overline{1, M}$, $j \in \overline{1, N}$, будем ниже называть спектральными наблюдениями группы.

В работе [Kushnir et al., 2013] доказано, что в частном случае, когда помехи в приемниках группы представляют собой белые гауссовские шумы с одинаковой мощностью, независимые для различных приемников, а сейсмический источник имеет механизм изотропного расширения (взрыва), алгоритм максимального правдоподобия (1), (2) эквивалентен алгоритму сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ). Однако, при реальных техногенных помехах: нестационарных, коррелированных и во времени и по пространству, имеющих различные мощности и спектральный состав в различных приемниках группы, качество локации источников типа взрыва с помощью СЭТ алгоритма и адаптивного МП алгоритма существенно различно.

В работах [Eriphansky et al., 2012; Kushnir et al., 2013] с помощью модельных экспериментов по методу Монте-Карло было показано, что при реальных техногенных помехах, воздействовавших на датчики группы при проведении ГРП, адаптивный МП алгоритм локации позволял обеспечить в 30–40 раз меньшую стандартную ошибку оценивания координат эпицентра источника, чем алгоритм СЭТ. Этот результат был получен в экспериментах при числе приемников группы, равном 150, и средних отношениях сигнал–шум в каналах группы, равных 0.05 и 0.025.

В работах [Capon, 1970; Kushnir et al., 1998; Кушнир, 2012] была теоретически и экспериментально исследована эффективность метода максимального правдоподобия в задаче оценивания азимутов и кажущихся скоростей сейсмических волн региональных землетрясений и взрывов по данным малоапертурных сейсмических групп. Там показано, что адаптивный МП алгоритм обеспечивает наибольшую точность оценивания параметров сейсмического излучения, когда помехи обладают сильной пространственной когерентностью, т.е. сильной взаимной корреляцией в различных датчиках группы. Это связано с тем, что МП алгоритм обладает способностью компенсировать взаимно-когерентные составляющие помех в различных датчиках группы.

Для целей мониторинга ГРП практическое применение адаптивного МП алгоритма в его общей форме (1), (2) затруднено, если число M датчиков группы имеет порядок нескольких сотен. Помимо вычислительных сложностей, связанных с оцениванием $M(M-1)/2$ различных комплексных функций частоты – компонент МСПМ $\hat{\mathbf{F}}(\omega_j)$ размера $M \times M$, и обращением $MN/2$ таких матриц, возникает статистическая проблема надежного оценивания матричной функции большой размерности: для этого требуется достаточно длительное наблюдение “чистых” помех, что иногда бывает трудно обеспечить в практических ситуациях ГРП.

В этих случаях вычислительную структуру функционала МП алгоритма можно упростить, полагая элементы $\mathbf{F}(\omega)$ вне ее диагонали равными нулю. Это эквивалентно пренебрежению взаимными корреляциями помех в различных датчиках группы, что не приводит к значительным потерям в точности оценивания параметров источников, если только помехи не обладают сильной пространственной когерентностью.

При адаптации МП алгоритма тогда оцениваются только спектральные плотности мощности (СПМ) $p_k(\omega)$, $k \in \overline{1, M}$ помех в различных приемниках группы, и МП алгоритм существенно упрощается: в нем производится простое взвешивание спектральных наблюдений k -го датчика группы с помощью функции $p_k^{-1}(\omega)$. Т.е. чем больше мощность шума в k -м датчике на определенных частотах, тем меньший вклад в функционал МП алгоритма вносят на этих частотах данные k -го датчика. Адаптивный МП алгоритм, построенный в пренебрежении взаимными корреляциями помех в различных датчиках, ниже называется диагональным МП (ДМП) алгоритмом.

В настоящей работе ДМП алгоритм анализируется при достаточно простых предположениях о влиянии среды и механизма источника на сигналы микросейсмических событий, регистрируемых приемниками группы. Эти предположения (физический смысл которых мы не будем здесь конкретизировать), чаще всего используются в практике сейсмического мониторинга. Они приводят к следующей математической модели оператора преобразования временной функции $s_0(t)$ точечного источника в сейсмограммы $s_k(t)$, $k \in \overline{1, M}$ датчиков группы:

$$s_k(t | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) a_k(\mathbf{r}) s_0(t - \tau_k(\mathbf{r})), \quad (3)$$

где $d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})$ – значение диаграммы излучения P -волн источником, соответствующее направлению выхода из источника сейсмического луча L_k , который приходит на k -й приемник группы; при фиксированных положениях приемников группы

это значение зависит только от координат \mathbf{r} источника и оцениваемых параметров $\boldsymbol{\theta}$ тензора сейсмического момента источника, но не зависит от времени; $a_k(\mathbf{r})$ — коэффициент затухания интенсивности сейсмической волны при ее распространении вдоль луча L_k , который зависит только от положения источника \mathbf{r} и характеристик среды и не зависит от времени и механизма источника; $\tau_k(\mathbf{r})$ — время распространения фронта P -волны при его распространении вдоль луча L_k от источника до k -го приемника, зависящее только от кинематических характеристик среды и от координат \mathbf{r} источника.

Важно отметить, что диаграмма излучения источника может иметь области сжатия и растяжения, поэтому величины $d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})$ и $d_l(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})$ могут иметь различные знаки в зависимости от того, совпадают или противоположны направления смещения частиц среды вдоль лучей L_k и L_l в каждый из моментов времени.

Из соотношения (3) и последнего замечания следует, что комплексный спектр дискретных отсчетов $s_k(t_n | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$, $n \in \mathbb{Z}$, сейсмограммы k -го датчика группы может быть представлен в виде:

$$\tilde{s}_k(\omega | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = |d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})| a_k(\mathbf{r}) \exp\{i(\omega \tau_k(\mathbf{r}) + \gamma_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) \pi)\} \tilde{s}_0(\omega) = h_k(\omega | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \tilde{s}_0(\omega), \quad (4)$$

где $\tilde{s}_0(\omega)$ — комплексный спектр временной функции источника;

$$\gamma_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) = \begin{cases} 0, & \text{если } d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) > 0 \\ 1, & \text{если } d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) < 0 \end{cases}$$

Комплексное представление $d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) = |d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})| \exp\{i\gamma_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) \pi\}$ действительных величин $d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})$ позволяет разделить их влияние на амплитуды и на фазы спектральных представлений сигналов, создаваемых источником в различных датчиках группы.

С учетом (1)–(4) адаптивный диагональный МП алгоритм оценивания параметров источника может быть записан в форме:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}) = (\hat{\mathbf{r}}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}), \boldsymbol{\theta}(\tilde{\mathbf{y}}_{MN})) = \arg \max_{\substack{\mathbf{r} \in D \\ \boldsymbol{\theta} \in Q}} \Omega(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}), \quad (5)$$

где $\Omega(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ — функционал алгоритма, имеющий следующий вид:

$$\Omega(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N \frac{\left| \sum_{k=1}^M h_{k,j}^+(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \hat{p}_{k,j}^{-1} x_{k,j} \right|^2}{\sum_{k=1}^M |h_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})|^2 \hat{p}_{k,j}^{-1}}, \quad (6)$$

$$h_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = |d_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})| a_k(\mathbf{r}) \exp\{i(\omega_j \tau_k(\mathbf{r}) + \gamma_k(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) \pi)\}; \quad (7)$$

+ — знак комплексного сопряжения; $\hat{p}_{k,j} = \hat{p}_k(\omega_j)$ — значения на частотах ДКПФ ω_j оценки спектральной плотности мощности (СПМ) помех, воздействующих на k -й приемник группы.

В частном случае, когда:

а) сейсмические помехи могут считаться белыми шумами, не коррелированными для различных каналов группы и имеющими одинаковую мощность во всех каналах: $p_k(\omega) \equiv \sigma^2$, $k \in \overline{1, M}$;

б) зависимостью затухания P -волн вдоль лучей L_k от положения источника можно пренебречь: $a_k(\mathbf{r}) \equiv a$, $k \in \overline{1, M}$;

с) источник имеет механизм изотропного типа (взрыва) со сферической диаграммой излучения:

$$d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \equiv d, \quad k \in \overline{1, M};$$

то ДМП алгоритм (5)–(7) становится эквивалентным алгоритму сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ) при вычислении функционала последнего в частотной области [Kushnir et al., 2013].

Отметим, что традиционный алгоритм СЭТ, как правило, используется только для локации сейсмических источников изотропного типа (взрыва), и как показано ниже (см. также [Grandi Karam et al., 2011]), плохо приспособлен для локации источников с другими механизмами очага, т.к. он не способен учитывать влияние диаграммы излучения источников со сложными механизмами очагов на характеристики сейсмограмм, регистрируемых различными датчиками группы. Тем более он не может использоваться для оценивания параметров механизма очага.

Однако традиционный алгоритм локации СЭТ можно модифицировать так, чтобы он учитывал форму диаграммы излучения сложного источника и поэтому существенно точнее оценивал координаты очага и даже мог характеризовать его механизм. Функционал такого модифицированного алгоритма СЭТ можно получить из формул (6)–(7), определяющих функционал адаптивного ДМП алгоритма для оценивания координат и параметров механизма источника, если произвести в этих формулах следующие упрощения:

а) положить в формуле (6) величины $\hat{p}_{k,j}^{-1}$ тождественно равными единице при всех $k \in \overline{1, M}$, $j \in \overline{1, N}$;

б) положить в формуле (7) коэффициенты $a_i(\mathbf{r})$ тождественно равными единице при всех $k \in \overline{1, M}$, $\mathbf{r} \in D$.

В результате получается функционал нового алгоритма для оценивания параметров $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ источни-

ка, который ниже будем называть модифицированным алгоритмом СЭТ:

$$\tilde{S}(\tilde{y}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N \frac{\left| \sum_{k=1}^M d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \exp\{-i(\omega_j \tau_k(\mathbf{r}) + \gamma(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})\pi)\} x_{k,j} \right|^2}{\sum_{k=1}^M |d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})|^2} \quad (8)$$

Согласно формуле (8), модифицированный алгоритм СЭТ с помощью предварительных расчетов коэффициентов $d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ может быть настроен на заданную диаграмму излучения источника. Поэтому, как показано в разделе 6.3, он обеспечивает существенно меньшие ошибки оценивания координат источника со сложным механизмом очага, чем традиционный СЭТ алгоритм. Однако, модифицированный СЭТ алгоритм отличается от статистически оптимальных алгоритмов, тем, что не учитывает корреляционные свойства помех и динамические свойства среды распространения сейсмических волн. Поэтому, как показано в разделе 6.3, он даже после точной настройки на диаграмму излучения источника демонстрирует худшую точность локации, чем статистически оптимальные алгоритмы, если помехи являются нестационарными, сильно коррелированными, и обладают разным спектральным составом и интенсивностью в различных датчиках поверхностной группы (что типично при проведении ГРП).

4. ФАЗОВЫЙ СТАТИСТИЧЕСКИ ОПТИМАЛЬНЫЙ АЛГОРИТМ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ИСТОЧНИКОВ ПО ДАННЫМ ПОВЕРХНОСТНЫХ ГРУПП

Другие модификации формулы (6) для функционала ДМП алгоритма позволяют синтезировать робастные статистически оптимальные алгоритмы, основанные, главным образом, на фазовой информации, содержащейся в смеси сигналов ис-

точника с помехами [Кушнир и др., 2012б; Варыпаев, 2012б; Елифанский и др., 2013]. Под фазовой информацией понимаются значения фаз комплексных значений ДКПФ наблюдений на выходах приемников группы во временном окне, где присутствует сигнал от источника. Далее указанные алгоритмы обозначаются аббревиатурой ФР-СО.

ФР-СО алгоритмы обладают свойством робастности к помехам, поскольку изменение статистических характеристик помех (в частности, изменение их спектрального состава, интенсивности и отклонения их распределения от гауссовского закона) существенно меньше влияет на распределение фаз ДКПФ смеси сигналов с помехами, чем на распределение дискретных отсчетов этих процессов [Левин, 1989; Варыпаев, 2012а]. Это свойство робастности распределения спектральных фаз сигналов, маскируемых случайными помехами, многократно подтверждено широким применением фазовых алгоритмов обработки данных в различных областях техники, таких как радиосвязь, радио- и гидролокация, геофизика и акустика [Ван Трис, 1977; Monitoring..., 1996; Strumilo, 2011].

Простейший в вычислительном отношении ФР-СО алгоритм для оценивания параметров источника по данным поверхностной группы основан на функционале [Варыпаев, 2012б]

$$\Phi(\tilde{y}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N \frac{\left| \sum_{k=1}^M h_{k,j}^*(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) \hat{p}_{k,j}^{-1} \frac{x_{k,j}}{|x_{k,j}|} \right|^2}{\sum_{k=1}^M |h_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})|^2 \hat{p}_{k,j}^{-1}} \quad (9)$$

Учитывая, что спектральные наблюдения группы имеют вид $x_{k,j} = |x_{k,j}| \exp\{i\psi_{k,j}\}$, где $\psi_{k,j} = -$ *случайная наблюдаемая* фаза ДКПФ k -й сейсмограммы группы $y_k(t_n)$, $n \in \overline{1, N}$ на частоте ω_j , то функционал (9) можно записать в виде:

$$\Phi(\tilde{y}_{MN} | \mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N \frac{\left| \sum_{k=1}^M d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) a_k(\mathbf{r}) \hat{p}_{k,j}^{-1} \exp\{i(\psi_{k,j} - \phi_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}))\} \right|^2}{\sum_{k=1}^M d_k^2(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) a_k^2(\mathbf{r}) \hat{p}_{k,j}^{-1}} \quad (10)$$

где $\phi_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \omega_j \tau_k(\mathbf{r}) + \gamma_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})\pi$ – *детерминированная теоретическая фаза* k -й сейсмограммы группы на частоте ω_j (т.е. фаза ДКПФ k -й сейсмограммы группы на частоте ω_j при параметрах источника \mathbf{r} , $\boldsymbol{\theta}$ и отсутствии помех).

Раскрывая квадрат модуля в числителе функционала (10), получаем выражение, полезное для дальнейшего изложения и объясняющее смысл главной операции обработки наблюдений в функционале (10):

$$\left| \sum_{k=1}^M |d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})| a_k(\mathbf{r}) \hat{p}_{k,j}^{-1} \exp\{i(\psi_{k,j} - \phi_{k,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}))\} \right|^2 = \sum_{k=1}^M \sum_{l=k}^M \tilde{d}_{k,l} \tilde{a}_{k,l} \tilde{p}_{k,l,j}^{-1} \cos(\tilde{\psi}_{k,l,j} - \tilde{\phi}_{k,l,j}), \quad (11)$$

где $\tilde{d}_{k,l} = |d_k d_l|$, $\tilde{a}_{k,l} = a_k a_l$ – весовые коэффициенты (зависящие от параметров источника \mathbf{r} , $\boldsymbol{\theta}$ и свойств среды); $\tilde{p}_{k,l,j}^{-1} = (\hat{p}_{k,j} \hat{p}_{l,j})^{-1}$ – весовые коэффициенты, определяемые оценками СПМ помех, воздействующих на k -й и l -й датчики группы; $\tilde{\psi}_{k,l,j} = \psi_{k,j} - \psi_{l,j}$ – *случайные наблюдаемые разности фаз* для сейсмограмм k -го и l -го датчиков группы;

$\tilde{\phi}_{k,l,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta}) = \omega_j(\tau_k - \tau_l) + \pi(\gamma_k - \gamma_l)$ – *детерминированные теоретические разности фаз* для сигналов источника в k -м и l -м датчике группы (зависящие от параметров источника \mathbf{r} , $\boldsymbol{\theta}$ и свойств среды).

В работе [Варыпаев, 2012а] показано, что при аргументах $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ функционала (11), равных истинным значениям параметров источника $(\mathbf{r}_0, \boldsymbol{\theta}_0)$ (т.е. тем значениям, которые определяли свойства зарегистрированных группой сигналов источника), случайные невязки $\delta_{k,l,j}(\mathbf{r}_0, \boldsymbol{\theta}_0) = \tilde{\psi}_{k,l,j} - \tilde{\phi}_{k,l,j}(\mathbf{r}_0, \boldsymbol{\theta}_0)$ имеют нулевые средние значения. Однако при отклонении аргументов $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ от величин $(\mathbf{r}_0, \boldsymbol{\theta}_0)$ средние значения невязок $\delta_{k,l,j}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ смещаются относительно нуля тем сильнее, чем больше отношение сигнал/шум в каналах группы. Поэтому случайный аргумент $(\hat{\mathbf{r}}, \hat{\boldsymbol{\theta}})$ максимума функционала (9) при больших N “в среднем” соответствует истинным значениям $(\mathbf{r}_0, \boldsymbol{\theta}_0)$ параметров источника. Отсюда следует состоятельность фазовой СО оценки параметров источника [Варыпаев, 2013].

5. ФАЗОВЫЕ АЛГОРИТМЫ ЛОКАЦИИ ИСТОЧНИКОВ, РОБАСТНЫЕ К ДИАГРАММЕ ИЗЛУЧЕНИЯ ИСТОЧНИКА

Диагональный адаптивный МП алгоритм и фазовый робастный СО алгоритм, синтезированные для оценивания параметров $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ микросейсмических источников по данным поверхностной группы, требуют информации о диаграмме излучения сложного источника даже в том случае, когда нужно оценивать лишь координаты \mathbf{r} источника и нет необходимости определять параметры $\boldsymbol{\theta}$ механизма очага. Учет диаграммы излучения механизма очага в этом случае полезен потому, что позволяет существенно повысить точность оценивания координат источника при малых отношениях сигнал–шум. Если информация о па-

раметрах $\boldsymbol{\theta}$ механизма изначально отсутствует, то указанные алгоритмы предполагают сканирование значений соответствующего функционала по всем искомым значениям и координат \mathbf{r} источника, и параметров $\boldsymbol{\theta}$ его механизма. Это следует из статистической теории оценивания, согласно которой наилучшие оценки и координат источника, и параметров его механизма могут быть найдены только совместной процедурой максимизации функционала (9) и равны значению вектора $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$, при котором достигается глобальный максимум функционала СО алгоритма на всей области, которой в данной задаче могут принадлежать значения векторного параметра $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ источника [Кушнир, 2012]. Ясно, что процедура локации источника совместно с оценкой параметров его механизма вычислительно сложна и требует высокой производительности компьютера.

Если при сложном механизме источника необходимо определять только его координаты \mathbf{r} , то целесообразно использовать более простые алгоритмы локации, робастные к механизму источника. Теоретически эти алгоритмы проигрывают СО алгоритмам в качестве оценивания \mathbf{r} , поскольку не используют информации о параметрах $\boldsymbol{\theta}$, однако их вычислительная эффективность существенно выше, чем у СО алгоритмов.

В настоящей работе мы рассматриваем два таких алгоритма. Один из них – временной корреляционный робастный (ВКР) алгоритм с реализацией во временной области, был предложен в патенте Российской Федерации [Ерохин и др., 2006]. Другой – фазовый робастный к механизму источника (ФРМ) алгоритм, был получен в результате модификации фазового СО алгоритма [Варыпаев, 2012б]. В отличие от рассмотренных выше СО алгоритмов, синтезированных для совместного оценивания параметров $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ сложных источников, робастные к механизму очага алгоритмы для оценивания координат \mathbf{r} сложного источника не требуют сканирования по всевозможным значениям параметров $\boldsymbol{\theta}$ механизма источника. При этом они сохраняют достаточно высокую точность локации сложного источника при достаточно малых отношениях сигнал–шум.

Алгоритм ВКР основан на использовании выборочных взаимных корреляционных функций $\hat{C}_{k,l}(v)$, $k, l \in \overline{1, M}$, $k \neq l$ сейсмограмм, зарегистрированных всеми парами различных датчиков группы. Величины $v_{k,l}^{\max}$, для которых достигаются максимальные значения *модулей* выборочных взаимных корреляционных функций $|\hat{C}_{k,l}(v)|$, принимаются за оценки разностей времен прихода P -волн от источника на датчики с номерами k, l . Далее, для всевозможных пар датчиков вычисляются невязки *наблюдаемых* разностей времен

прихода $v_{k,l}^{\max}$ и *теоретических разностей* времен прихода Р-волн $\delta_{k,l}(\mathbf{r}) = \tau_k(\mathbf{r}) - \tau_l(\mathbf{r})$, где τ_k – время распространения Р-волны от источника до k -го датчика группы. При заданной архитектуре группы и скоростной модели среды совокупность величин $\delta_{k,l}(\mathbf{r})$, $k, l \in \overline{1, M}$, $k \neq l$, однозначно определяет координаты \mathbf{r} источника.

Оценка координат \mathbf{r} источника для алгоритма ВКР вычисляется по следующим формулам:

$$\tilde{\mathbf{r}} = \underset{\mathbf{r}}{\operatorname{argmin}} \Psi(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}), \quad (12)$$

где

$$\Psi(\tilde{\mathbf{y}}_{MN}) = \sum_{l=1}^N \sum_{\substack{k,l=1 \\ k < l}}^M g_{k,l} \rho \left(\delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \underset{v}{\operatorname{argmax}} \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| \right), \quad (13)$$

$$g_{k,l} = \begin{cases} 1, & \underset{v}{\max} \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| \geq \lambda, \\ 0, & \underset{v}{\max} \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| < \lambda, \end{cases}, \lambda \in [0; 1] - \text{назначаемый}$$

порог для максимумов взаимных корреляционных функций $\hat{C}_{k,l}(v) = N^{-1} \sum_{n=1}^N y_k(t_n) y_l(t_n - v) / \sigma_k \sigma_l$, $\sigma_k^2 = N^{-1} \sum_{n=1}^N y_k^2(t_n)$.

При сложном механизме источника существуют такие пары датчиков поверхностной группы, для одного из которых в данный момент времени регистрируется сжатие среды под группой, а для другого – ее растяжение. Это приводит к разным полярностям сигналов от источника на этих датчиках. При обработке наблюдений функционалом (13) алгоритма ВКР такая разнополярность сигналов на датчиках группы не мешает правильно определять относительные задержки регистрируемых ими сигналов. Действительно, если шумы не слишком велики и сигнал источника не сильно искажается средой, то сейсмограммы на различных датчиках отличаются, в основном, только относительным сдвигом во времени, амплитудой и полярностью. При этом, относительный сдвиг сейсмограмм для каждой пары датчиков (несущий информацию о координатах источника) однозначно определяется *аргументом максимума модуля* взаимной корреляционной функции сейсмограмм этой пары датчиков, независимо от того, совпадают или нет в каждый момент полярности этих сейсмограмм и каковы их амплитуды. Это и обуславливает робастность оценки координат источника, обеспечиваемой алгоритмом ВКР, к диаграмме излучения сложного источника, поскольку эта диаграмма влияет *только* на относительные амплитуды и полярности сигналов источника, регистрируемых разными датчиками группы.

В работе [Варыпаев, 2012б] предложен *фазовый алгоритм* для оценивания координат источ-

ника, робастный по отношению к сложной диаграмме излучения очага. Алгоритм получен в результате модификации функционала фазового СО алгоритма (формулы (9), (10)) путем следующих рассуждений. При отсутствии помех и $\mathbf{r} = \mathbf{r}_0$ невязки $\tilde{\psi}_{k,l}(\omega_j) - \omega_j(\tau_k(\mathbf{r}_0) - \tau_l(\mathbf{r}_0))$ наблюдаемых и теоретических разностей фаз сигналов любых двух датчиков k, l на каждой частоте ω_j или равны нулю – если полярности сигналов датчиков k, l совпадают, или равны $\pm\pi$ – если эти полярности противоположны. Функционал робастного к механизму очага алгоритма локации источника при отсутствии помех и $\mathbf{r} = \mathbf{r}_0$ должен быть максимальным без учета информации о сложной диаграмме излучения очага, т.е. различий в полярностях сигналов некоторых пар датчиков, определяемых этой диаграммой. Этого можно достичь изменив правую часть формулы (11) для функционала фазового СО алгоритма. Функционал фазового алгоритма локации источника, робастного к механизму очага, должен при отсутствии помех обеспечить указанные выше требования, а при наличии помех учитывать изученные в работе [Варыпаев, 2012а] свойства распределений вероятностей для разностей фаз $\tilde{\psi}_{k,l}(\omega_j)$ спектральных наблюдений различных пар датчиков группы.

Удобный для вычислений функционал фазового алгоритма локации, робастного к механизму источника, получен в работе [Варыпаев, 2012б] и имеет следующий вид:

$$\Gamma(\tilde{\mathbf{y}}_{MN} | \mathbf{r}) = \sum_{j=1}^N \frac{\left| \sum_{k=1}^M \tilde{h}_{k,j}^*(\mathbf{r}) \hat{p}_{k,j}^{-1} \frac{x_{k,j}^2}{|x_{k,j}|^2} \right|^2}{\sum_{i=1}^M |\tilde{h}_{k,j}(\mathbf{r})|^2 \hat{p}_{k,j}^{-1}}, \quad (14)$$

$$\text{где } \tilde{h}_{k,j}(\mathbf{r}) = a_k(\mathbf{r}) \exp\{i2\omega_j \tau_k(\mathbf{r})\}.$$

Ниже фазовый алгоритм, робастный к механизму источника, будем обозначать как ФРМ алгоритм.

6. МОДЕЛЬНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ ТОЧНОСТИ ЛОКАЦИИ ИСТОЧНИКОВ РАЗЛИЧНЫМИ АЛГОРИТМАМИ ПРИ СЛОЖНЫХ МЕХАНИЗМАХ ОЧАГА ИСТОЧНИКА

Статистические характеристики ошибок, получаемых при использовании описанных выше алгоритмов оценивания параметров источников, практически невозможно определить теоретически при тех значениях числа отсчетов данных в каналах группы и количестве приемников в группе, которые используются в практике сейсмического мониторинга ГРП. Однако это можно сделать с помощью численных экспериментов мето-

дом последовательных независимых испытаний Монте-Карло.

В данном разделе описываются модельные эксперименты по методу Монте-Карло, проведенные для сравнения качества описанных выше алгоритмов оценивания координат микросейсмического источника при различных механизмах его очага. Эксперименты заключались в многократном определении координат источника по модельным многоканальным сейсмограммам поверхностной сейсмической группы. Координаты вертикальных сейсмометров группы соответствовали расположению 150 датчиков реальной поверхностной сейсмической группы “Marcellus array”, развернутой в 2009 г. для мониторинга ГРП на месторождении углеводородов в Западной Виржинии, США. Расположение сейсмометров группы показано на рис. 1, апертура группы приблизительно равна 3×3 км.

Модельные 150-канальные сейсмограммы группы создавались путем смешивания 150-канальных реализаций помех с 150-канальными синтетическими сейсмограммами от микросейсмического источника, расположенного в плоскостной среде под группой. В качестве реализаций помех использовались как записи реальных техногенных сейсмических помех, зарегистрированных при производстве ГРП приемниками группы “Marcellus array”, так и модельные помехи в виде гауссовских белых шумов, не коррелированных и во времени, и по пространству.

Многоканальные синтетические сейсмограммы группы рассчитывались методом Каньяра де Хупа [Verweij, de Hoop, 1990] для различных механизмов источника и плоскостной модели земной среды, близкой к характеристикам реальной среды под группой “Marcellus array”. В качестве временной функции источника при расчете синтетических сейсмограмм использовался фрагмент сейсмограммы длительностью 0.4 с от реального сейсмического источника с эффективной полосой частот от 16 до 35 гц. В качестве механизмов очага при расчетах синтетических сейсмограмм группы использовались различные комбинации механизма типа взрыва (изотропного расширения среды) с механизмами типа двойного диполя [Аки, Ричардс, 2002]. Расчеты синтетических сейсмограмм со сложными механизмами источников производились с помощью компьютерной программы, разработанной А.Г. Епифанским и реализующей алгоритм Каньяра де Хупа с высокой вычислительной эффективностью.

На рис. 2а в качестве примера изображены синтетические сейсмограммы 31 канала группы, изображенной на рис. 1, порожденные источником типа взрыва с глубиной 1.87 км. Из рис. 2а видно, что сигналы от источника начинают всту-

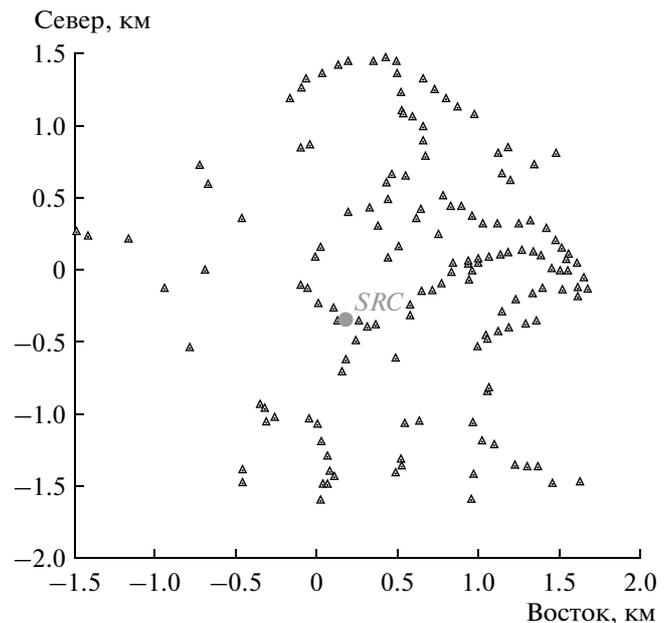


Рис. 1. Расположение датчиков поверхностной группы на месторождении углеводородов (треугольники). Кругом отмечено положение эпицентра модельного источника.

пать на датчики группы начиная с 0.1 с синтетической сейсмограммы.

Синтетические 150-канальные сейсмограммы группы длительностью 0.4 с смешивались с различными фрагментами 20 минутной 150-канальной записи описанных выше реальных сейсмических помех. Из-за нестационарности техногенных помех их среднеквадратические значения были неодинаковыми для различных фрагментов записи помех на группе “Marcellus array”. Поэтому синтетическая сейсмограмма группы перед ее суммированием с каждым из фрагментов помех умножалась на определенный коэффициент, выбиравшийся так, чтобы обеспечить в результирующих гибридных модельных сейсмограммах одинаковое (заданное) усредненное по всем 150 каналам отношение сигнал—помеха. Фрагменты помех для смешивания с синтетической сейсмограммой выбирались из длительной записи помех так, чтобы временные промежутки между ними были больше времени корреляции помех в каналах группы. Поэтому компоненты помех в модельных гибридных сейсмограммах могли считаться статистически независимыми.

В результате описанной процедуры были получены 110 модельных 150-канальных сейсмограмм длительностью по 11 с, представлявших собой смесь сигналов и помех с фиксированным средним по каналам отношением сигнал—шум. На рис. 2б изображены сейсмограммы 31 канала смеси синтетических сигналов рис. 2а с фрагментами записи реальных техногенных помех в этих

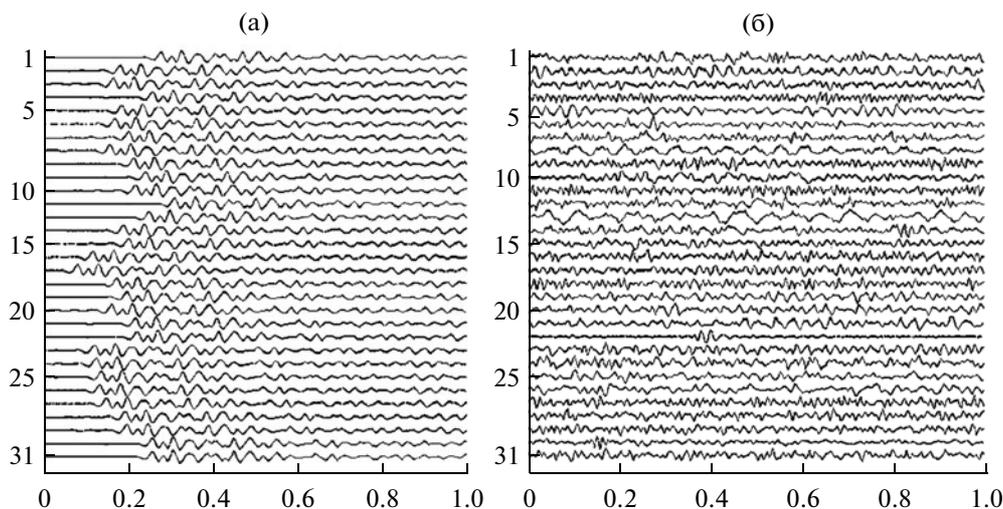


Рис. 2. (а) – Синтетические сейсмограммы 31 канала группы рис. 1, порожденные источником типа взрыва с глубиной 1.87 км; (б) – сейсмограммы 31 канала смеси синтетических сигналов рис. 2а с фрагментами записей в этих каналах реальных техногенных помех, зарегистрированных при проведении ГРП. Усредненное по всем каналам группы отношение сигнал–шум 0.05.

каналах. Синтетические сигналы от источника на сейсмограмме смеси рис. 2б вступают на фоне шумов, начиная с 0.1 с и полностью скрыты техногенными сейсмическими помехами. Это объясняется тем, что среднее по каналам группы отношение сигнал–шум (ОСШ) в изображенной модельной сейсмограмме равно 0.05, а при таком ОСШ сигналы от достаточно глубоких микросейсмических источников на сейсмограммах поверхностных групп визуально не обнаруживаются.

Каждая из 110 модельных сейсмограмм обрабатывалась описанными выше алгоритмами с целью определения координат синтетического источника, а в ряде случаев и параметров механизма его очага.

Отметим, что сравнительные оценки качества алгоритмов получены для ситуации, когда математические модели среды и механизма источника были одинаковыми для всех алгоритмов и полностью соответствовали моделям, использовавшимся при расчете синтетических сейсмограмм. Т.е., в модельных экспериментах исследовалось только одно: как влияют статистические характеристики техногенных поверхностных помех (их интенсивность, корреляционные свойства, нестационарность по времени и по пространству) на точность различных алгоритмов локации микросейсмических источников.

Зависимость качества поверхностного сейсмического мониторинга ГРП от того, насколько точно описываются используемые в алгоритмах математические модели реальную среду и физику происходящих при ГРП процессов, в данной работе не рассматривалась. Этот вопрос представляет собой важнейшую задачу для дальнейших исследований и в значительной степени опреде-

ляет реальную эффективность практического применения предложенных алгоритмов.

В результате различных модельных экспериментов по методу Монте-Карло для каждого алгоритма получались множества $\{\hat{X}_i, \hat{Y}_i, \hat{Z}_i, i \in \overline{1, 110}\}$, состоящие из 110 оценок координат синтетического источника. Из-за влияния случайных помех эти оценки в той или иной мере отличались от истинных значений координат источника. Чтобы определить статистические характеристики качества оценок, обеспечиваемые различными алгоритмами, множества значений $\{\hat{X}_i, \hat{Y}_i, \hat{Z}_i, i \in \overline{1, 110}\}$ затем обрабатывались стандартными статистическими процедурами. В результате вычислялись такие статистические критерии качества локации, как среднеквадратические отклонения (СКО) оценок координат источника от их истинных значений, одномерные и двумерные распределения вероятностей оценок координат и размеры доверительных областей на координатных плоскостях, в которые оценки попадают с заданной вероятностью.

6.1. Сравнение точности локации источника с механизмом изотропного расширения (взрыва) с помощью ФР-СО и СЭТ алгоритмов

Локация источников с изотропным механизмом очага (типа взрыва) является традиционной областью применения алгоритма сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ) [Киселевич и др., 1991]. В первом модельном эксперименте по методу Монте-Карло мы исследовали сравнительную точность оценок координат микросейсмического источника, которая обеспечивается

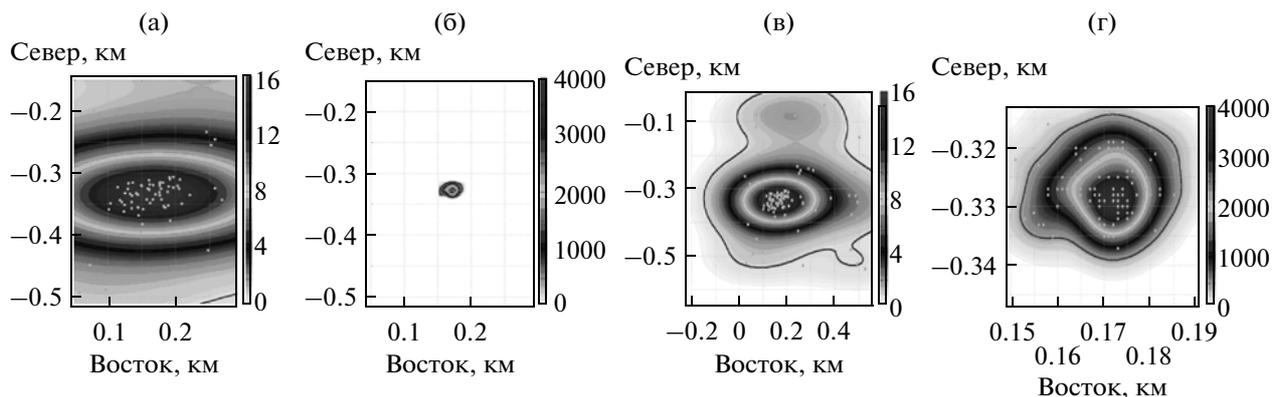


Рис. 3. Карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей (ПРВ) для оценок координат (X, Y) эпицентра события. Обработка 110 смесей синтетических сейсмограмм события с фрагментами записей реальных техногенных помех, зарегистрированных при ГПП (усредненное по каналам группы отношение сигнал–шум 0.05):

(а) (б) – карты ПРВ для алгоритмов локации СЭТ и ФР-СО, построенные в одинаковом масштабе; (в), (г) – карты тех же ПРВ, построенные в разных масштабах: масштаб карты (г) в 20 раз превышает масштаб карты (в).

Среднеквадратические ошибки локации координат (X, Y) эпицентра источника:

для алгоритма СЭТ: СКО- X = 132 м, СКО- Y = 106 м, РНЛ = 173 м;

для алгоритма ФСО: СКО- X = 7 м, СКО- Y = 6 м, РНЛ = 8 м.

традиционным алгоритмом СЭТ и фазовым робастным статистически оптимальным (ФР-СО) алгоритмом, настроенным на изотропный механизм источника. Настройка ФР-СО алгоритма в этом случае была простейшей и заключалась в том, что в функционале (9) величины $d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ полагались тождественно равными единице для всех $k \in \overline{1, M}$ и $(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$.

Координаты источника синтетической многоканальной сейсмограммы были в этом случае выбраны равными: $X = 0.17$ $Y = -0.33$, $Z = 1.87$ км. Оценки координат источника вычислялись с помощью СЭТ и ФР-СО алгоритмов путем обработки описанных выше 110 модельных сейсмограмм группы с усредненным по каналам отношением сигнал–шум ОСШ = 0.05.

На рис. 3 представлены карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей для оценок координат (X, Y) эпицентра микросейсмического источника, полученных СЭТ и ФР-СО алгоритмами при воздействии на группу реальных помех, зарегистрированных в ходе проведения ГПП на месторождении углеводородов “Marcellus Shale” (Западная Виржиния, США). Карты построены при сканировании горизонтальной плоскости среды на глубине, равной истинной глубине источника 1.87 км. Светлыми точками на картах показаны оценки координат (X, Y) , полученные при обработке различных модельных сейсмограмм в эксперименте по методу Монте Карло. Поверхности эмпирических двумерных плотностей вероятности строились методом ядерного непараметрического оценивания плотностей вероятности Парзена–Розенבלата

[Botev, Grotowski, Kroese, 2010] на основе множеств $\{\hat{X}_i, \hat{Y}_i, \hat{Z}_i, i \in \overline{1, 110}\}$, содержащих для каждого из алгоритмов по 110 оценок. На рис. 3а, 3б плотности вероятностей изображены в одинаковом масштабе осей x, y , на рис. 3в, 3г масштабы карт разнятся примерно в 20 раз. Из рисунка и непосредственных расчетов следует, что ФР-СО алгоритм обеспечивает по сравнению с СЭТ алгоритмом примерно в 20 раз меньшее среднеквадратическое отклонение (СКО) оценок от их истинных значений.

Черные линии на картах рис. 3 ограничивают 90-процентные доверительные области оценок [Lehmann, Casella, 1998], которые соответствуют каждому алгоритму. Доверительная область на каждой карте построена на основе соответствующей эмпирической двумерной плотности вероятностей как проекция на плоскость (x, y) линии пересечения поверхности этой плотности с горизонтальной плоскостью. Расположение горизонтальной плоскости выбиралось так, чтобы интеграл от эмпирической плотности по области, ограниченной указанной проекцией, был равен 0.9. Квадратный корень из площади 90-процентной доверительной области, деленный на число π , определяет величину, которую можно интерпретировать как “радиус неопределенности локации” (РНЛ). Эта величина используется нами как удобная числовая характеристика качества алгоритма локации. По этой характеристике в описываемом модельном эксперименте с реальными помехами при ОСШ = 0.05 алгоритм СЭТ уступал ФР-СО алгоритму также приблизительно в 20 раз.

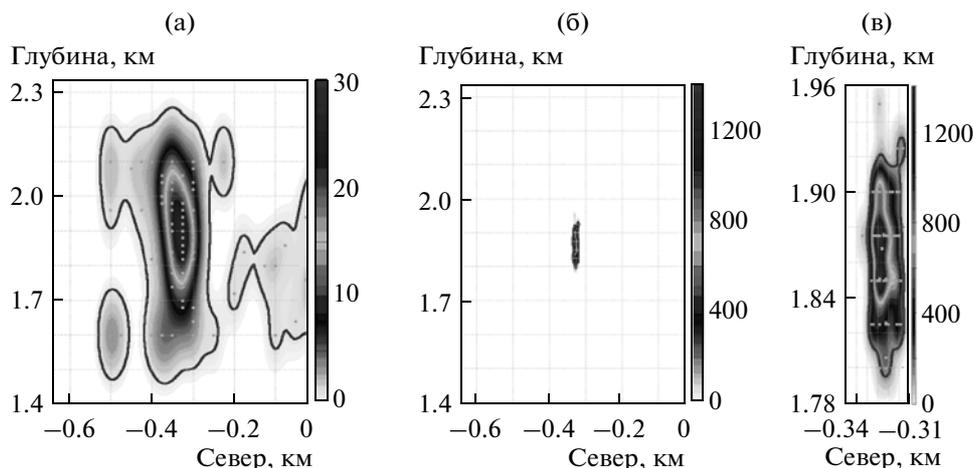


Рис. 4. Карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей (ПРВ) оценок координат (Y, Z) гипоцентра события. Обработка 110 смесей синтетических сейсмограмм события с фрагментами записей реальных техногенных помех, зарегистрированных при ГПР (усредненное по каналам группы отношение сигнал–шум 0.05):

(а) – карта ПРВ для алгоритма СЭТ; (б), (в) – карты ПРВ для алгоритма ФР-СО. Карты (а) и (б) построены в одинаковом масштабе; карты (б) и (в) отличаются масштабом в 17 раз.

Среднеквадратические ошибки локации Y -координаты и глубины Z гипоцентра источника:

для алгоритма СЭТ: СКО- Y = 103 м, СКО- Z = 156 м;

для алгоритма ФР-СО: СКО- Y = 5 м, СКО- Z = 30 м.

В работах [Eriphansky et al., 2012; Kushnir et al., 2013] с помощью аналогичных модельных экспериментов по методу Монте-Карло, было показано, что при техногенных помехах, вызываемых ГРП, адаптивный ДМП алгоритм (определяемый формулами (5)–(7)) оценивает координаты взрывного источника несколько точнее, чем ФР-СО алгоритм. Ошибки определения координат эпицентра источника для адаптивного ДМП алгоритма при ОСШ = 0.05 приблизительно в 1.5–2 раза меньше (по критериям СКО и РНЛ), чем для ФР-СО алгоритма. Однако адаптивный ДМП алгоритм требует для своего применения дополнительных наблюдений “чистых” помех на интервале времени, предшествующем появлению сигналов от микросейсмического источника, что не всегда возможно осуществить в условиях проведения ГРП.

На рис. 4 изображены карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей для оценок (Y, Z)-координат источника, полученных с помощью алгоритма СЭТ и ФР-СО алгоритма, настроенного на взрывной источник. Карты построены в результате обработки описанных выше модельных сейсмограмм группы с ОСШ = 0.05 при сканировании вертикальной плоскости среды, параллельной плоскости (Y, Z) и проходящей через гипоцентр источника. Из рисунка видно, что точность оценивания глубины источника для обоих алгоритмов существенно меньше, чем при оценивании его горизонтальных координат. Это имеет простое геометрическое объяснение, поскольку разности времен прихода

сигнала источника на различные приемники группы изменяются значительно сильнее при смещении источника по горизонтали, чем при его смещении по вертикали. Преимущество в точности ФР-СО алгоритма по сравнению с СЭТ алгоритмом сохраняется и при определении глубины источника: СКО оценки глубины для СЭТ алгоритма примерно 5 раз больше, чем для ФР-СО алгоритма. Однако при оценивании глубины источника это преимущество оказывается значительно меньшим (приблизительно в 5 раз), чем при оценивании координат эпицентра (когда оно составляло приблизительно 20 раз). Этот факт не поддается простой интерпретации и требует дополнительных исследований.

Как указывалось выше, с точки зрения статистики алгоритм СЭТ при локации взрывного источника является алгоритмом максимального правдоподобия, когда помехи представляют собой белые гауссовские шумы, т.е. не коррелированы ни во времени, ни по пространству, и имеют одинаковую мощность во всех приемниках группы. Алгоритм СЭТ обеспечивает в этом случае ошибки локации, близкие к минимальным теоретически возможным при заданном отношении сигнал–шум.

Чтобы сравнить точность ФР-СО алгоритма локации с алгоритмом СЭТ в этой идеальной для СЭТ ситуации, был проделан специальный модельный эксперимент по методу Монте-Карло. Эксперимент отличался от описанного выше только тем, что при создании модельных сейсмо-

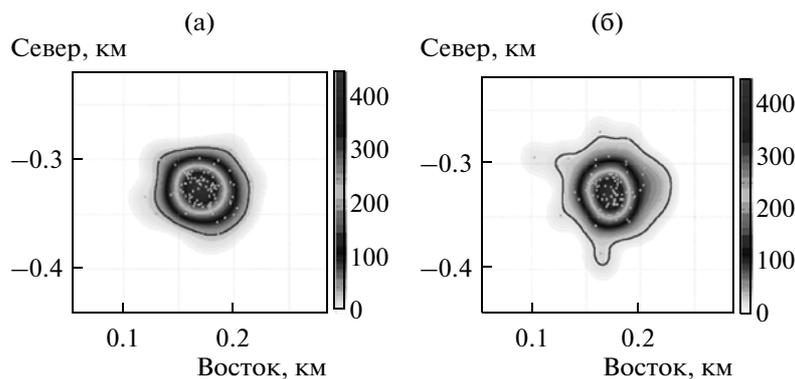


Рис. 5. Карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей (ПРВ) для оценок координат (X, Y) эпицентра события. Обработка 110 смесей с отношением сигнал–шум 0.05 синтетических сейсмограмм события и независимых фрагментов модельных помех в виде белого гауссовского шума, некоррелированного во времени и по пространству:

(а) – ПРВ для алгоритма СЭТ; (б) – ПРВ для алгоритма ФР-СО.

Среднеквадратические ошибки локации координат (X, Y) эпицентра источника:

для алгоритма СЭТ: СКО- X = 21 м, СКО- Y = 22 м, РНЛ = 24 м;

для алгоритма ФР-СО: СКО- X = 38 м, СКО- Y = 37 м, РНЛ = 27 м.

грамм группы синтетические сигналы источника смешивались не с фрагментами записей реальных сейсмических помех, а с модельными белыми гауссовскими шумами, не коррелированными в различных каналах группы.

На рис. 5 показаны карты эмпирических двумерных плотностей вероятностей и 90-процентные доверительные области для оценок (X, Y) -координат эпицентра источника, полученные с помощью алгоритмов СЭТ и ФР-СО при помехах в виде белых шумов с одинаковой мощностью во всех каналах группы и не коррелированных для различных каналов. На рис. 6 аналогичные карты показаны для оценок (Y, Z) -координат гипоцентра источника. Все оценки вычислялись по модельным сейсмограммам с отношением сигнал–шум 0.05. Как видно из рис. 5 и рис. 6, для подобной идеальной модели помех ФР-СО алгоритм проигрывает СЭТ алгоритму по СКО оценок координат эпицентра приблизительно в 1.5–2 раза, а по СКО оценок глубины гипоцентра – приблизительно в 1.4 раза. Т.е. в полном соответствии со статистической теорией при белых по пространству и времени шумах СЭТ алгоритм проявляет себя как наилучший алгоритм локации микросейсмических источников типа взрыва.

На основании проведенных статистических экспериментов можно заключить, что при локации микросейсмических источников СЭТ алгоритм является неустойчивым к статистическим характеристикам помех. При реальных техногенных помехах, действующих на разрабатываемых месторождениях углеводородов: не стационарных, коррелированных и во времени, и по пространству и существенно различающихся по мощности и спектральному составу в датчиках

группы, среднеквадратические ошибки определения координат с помощью СЭТ алгоритма резко возрастают по сравнению с идеальной моделью белых во времени по пространству гауссовских шумов. Т.е. в реальной ситуации проведения ГРП СЭТ значительно уступает по качеству локации ФР-СО алгоритму.

6.2. Влияние механизма очага микросейсмического источника на потенциальную точность локации источника

В данном разделе приводятся результаты модельных исследований влияния механизмов очагов микросейсмических источников на потенциальную точность определения координат их эпицентров. При этом рассматривались механизмы очагов в виде комбинации двойного диполя и равномерного расширения (взрыва). В качестве параметров механизма таких источников использовались углы подвижки среды при механизме очага типа двойного диполя: α – strike, β – dip, γ – slip (rake) [Аки, Ричардс, 2002], а также отношение w сейсмической энергии, излучаемой в результате равномерного расширения среды (источником типа взрыва) к общей энергии, излучаемой в результате одновременного действия двойного диполя и взрыва. Под потенциальной точностью локации понималась точность, достижимая при локации источника по данным поверхностной группы при полном отсутствии помех, маскирующих сейсмограммы от источника. Численные расчеты проводились на примере алгоритмов локации СЭТ и ФР-СО.

Согласно формулам (9), (10) раздела 4, особенностью фазового статистически оптимального ал-

горитма локации является то, что он может быть “настроен” на механизм источника, точнее — на его диаграмму излучения. Для этого достаточно указать, как величины $d_k(\mathbf{r}, \boldsymbol{\theta})$ в формуле (10) зависят от параметров механизма очага $\boldsymbol{\theta}$, т.е. какие значения они принимают в зависимости от конкретного значения $\boldsymbol{\theta}$ при каждом гипотетическом положении источника \mathbf{r} . Если параметры $\boldsymbol{\theta}$ механизма известны, то такая настройка обеспечивает ФР-СО алгоритму максимальную точность локации источника со сложной диаграммой излучения. Традиционный алгоритм СЭТ не обладает указанной возможностью “настройки” на механизм очага. Ранее уже отмечалось, что для микросейсмического источника с механизмом, отличным от изотропного расширения, СЭТ демонстрирует существенную неопределенность локации.

К аббревиатуре алгоритмов, настроенных на механизм “чистого” расширения (взрыв) ниже мы будем добавлять суффикс “В”, а для алгоритмов, настроенных на описанный выше комбинированный механизм — суффикс “ДДВ”.

Для численной проверки зависимости потенциальной точности алгоритмов локации от механизмов источников были рассчитаны синтетические сейсмограммы 150 каналов поверхностной группы, изображенной на рис. 1, при различных значениях параметров α , β , γ , w описанного выше комбинированного механизма излучения очага. Координаты источника в локальной системе координат рис. 1 были равны (0, 0, 1) км, и использовалась 9-слойная модель скорости P -волны среды, аппроксимирующая реальное поле скоростей P -волн на месторождении углеводородов “Marcellus Shale” (Западная Виржиния, США).

На рис. 7б и 7в показаны карты значений функционалов СЭТ и ФР-СО алгоритмов, вычисленные в окрестности истинного положения источника по сейсмограммам синтетического сигнала ДДВ источника (без помех) при разных параметрах α , β , γ , w . Следуя радиолокационной традиции будем называть такие карты функциями неопределенности локации источника. Функция неопределенности (ФН) графически иллюстрирует потенциальную точность локации источника с помощью данного алгоритма при определенной геометрии группы, глубине и механизме источника. При этом потенциальная точность локации наглядно определяется формой и относительной шириной основного пика функции неопределенности, а также отклонением аргумента ее глобального максимума от истинного положения источника. Влияние формы пика функции неопределенности на точность локации источника при наличии помех эвристически объясняется таким образом: если пик ФН не очень высокий и довольно широкий, то помехи с большей вероятностью смещают положение его максимума относи-

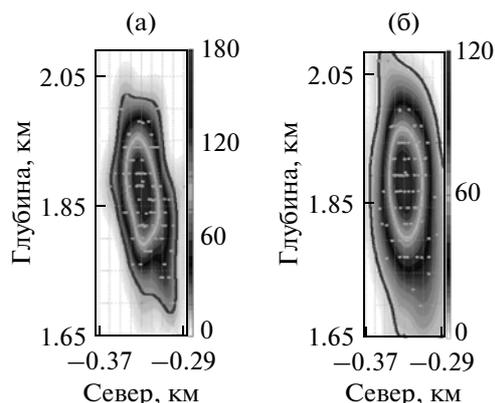


Рис. 6. Карты эмпирических двумерных плотностей распределения вероятностей (ПРВ) для оценок координат (Y , Z) гипоцентра источника. Обработка 110 смесей с отношением сигнал—шум 0.05 синтетических сейсмограмм события и независимых фрагментов модельных помех в виде белого гауссовского шума, некоррелированного во времени и по пространству:

(а) — ПРВ для алгоритма СЭТ; (б) — ПРВ для алгоритма ФР-СО.

Среднеквадратические ошибки локации Y -координаты и глубины Z гипоцентра источника:

для алгоритма СЭТ: СКО- Y = 24 м, СКО- Z = 74 м;

для алгоритма ФР-СО: СКО- Y = 32 м, СКО- Z = 94 м.

тельно истинного положения источника, что приводит к ошибкам определения координат источника (см., например, [Канасевич, 1986]).

На рис. 7а показаны проекции на земную поверхность диаграмм направленности излучения P -волны сейсмическими источниками с механизмами типа комбинации двойного диполя и взрыва (ДДВ-источника) при разных углах направления смещения среды в источнике под действием двойного диполя и разных отношениях энергии, излучаемой указанными одновременно действующими механизмами. Светлые и темные участки фона на диаграммах обозначают области с различными направлениями смещения частиц вблизи поверхности (сжатие-растяжение). Интенсивность окраски фигур на соответствующих участках фона обозначает величину амплитуды смещений, создаваемых вблизи поверхности источником с данными параметрами механизма.

На рис. 7б показаны функции неопределенности алгоритма СЭТ, вычисленные при параметрах α , β , γ , w ДДВ-источника, указанных в соответствующих столбцах рис. 7а. Видим, что функции неопределенности СЭТ алгоритма существенно зависят от параметров механизма ДДВ-источника. Подобный сложный источник при $w < 1$ приводит к значительному расширению пика функции неопределенности СЭТ и соответствующему уменьшению значения ее глобального максимума по сравнению со случаем взрывного источника ($w = 1$). Кроме того,

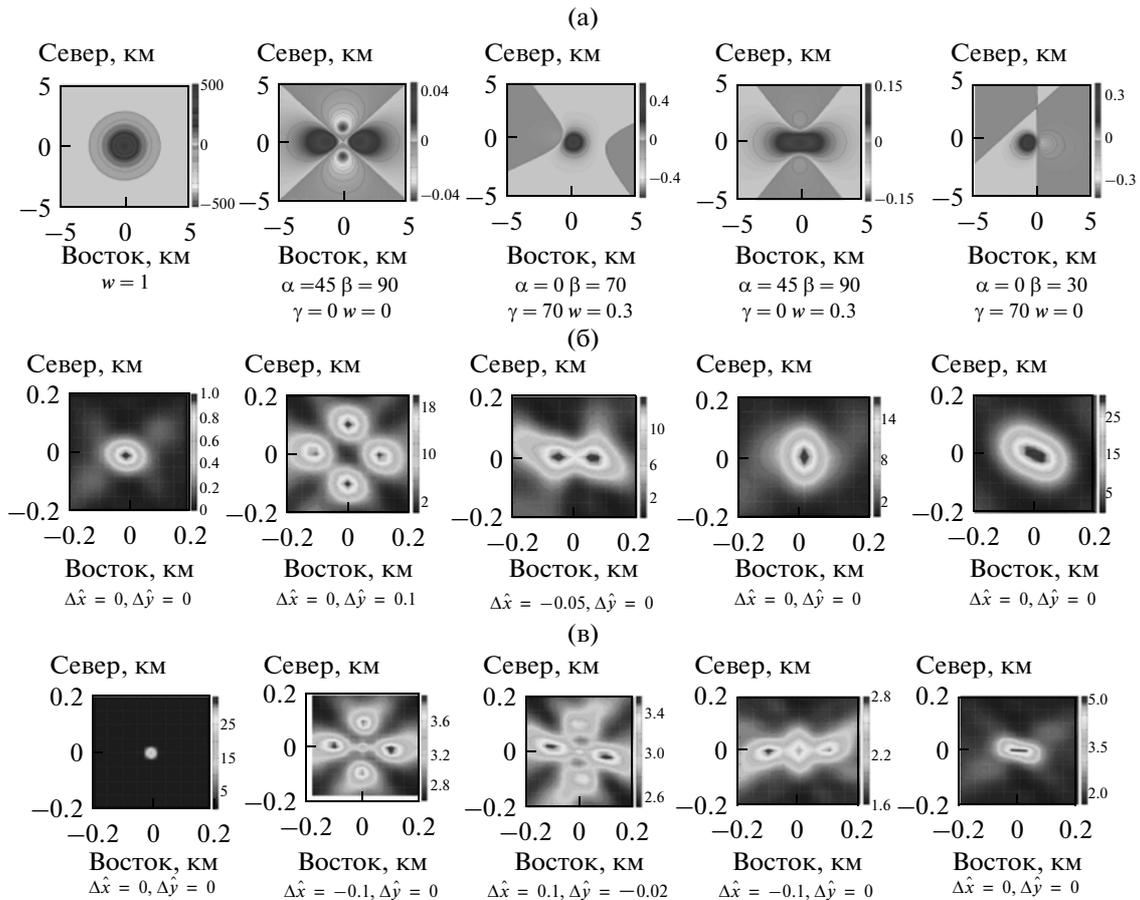


Рис. 7. (а) – Проекция на дневную поверхность диаграмм излучения P -волны от сложного источника с координатами (0, 0, 1) км при разных значениях параметров (α, β, γ, w) механизма источника. Светлые и темные участки фона на диаграммах обозначают области с различными направлениями смещения частиц вблизи поверхности (сжатие–растяжение). Интенсивность окраски фигур на соответствующих участках фона обозначает величину амплитуды смещений; (б) – функции неопределенности СЭТ алгоритма при параметрах механизма сложного источника, указанных в рис. 7а; $\Delta \hat{x}, \Delta \hat{y}$ – ошибки локации СЭТ алгоритмом координат эпицентра сложного источника при отсутствии помех, вызванные диаграммой излучения этого источника; (в) – функция неопределенности ФР-СО алгоритма при разных параметрах механизма сложного источника, указанных в рис. 7а; $\Delta \hat{x}, \Delta \hat{y}$ – ошибки локации ФР-СО алгоритмом, настроенным на источник типа взрыва, координат эпицентра сложного источника при отсутствии помех, вызванные диаграммой излучения этого источника.

функции неопределенности алгоритма СЭТ при некоторых параметрах ДДВ источника становятся полимодальными, что в ряде случаев ведет к большим (аномальным) ошибкам при локации ДДВ-источников алгоритмом СЭТ.

При сильных помехах указанные свойства функции неопределенности СЭТ при ДДВ-источниках существенно ухудшают точность локации сложных источников по сравнению с локацией взрывного источника той же интенсивности.

На рис. 7в изображены функции неопределенности фазового робастного СО алгоритма, настроенного на взрывной источник (ФР-СОВ алгоритма), вычисленные для ДДВ-источников с параметрами α, β, γ, w , указанными в соответствующих столбцах рис. 7а. Видно, что пики функции неопределенности для ФР-СОВ алгорит-

ма также расширяются и становятся полимодальными. Однако расширение этих функций для ФР-СОВ алгоритма проявляется в меньшей степени, чем для алгоритма СЭТ. Это косвенно свидетельствует о более высокой его помехозащищенности по сравнению с СЭТ даже в случае, когда он настроен на взрывной источник. Следует отметить, что при некоторых значениях параметров ДДВ-механизма ФР-СОВ алгоритм также может допускать аномально большие ошибки при локации ДДВ-источников из-за полимодальности его функции неопределенности.

Рис. 8 демонстрирует функции неопределенности фазового робастного СО алгоритма, настроенного на параметры (α, β, γ, w) диаграмм излучения ДДВ-источников, изображенных во 2, 3, 4 и 5 столбцах рис. 7а. Видим, что функции не-

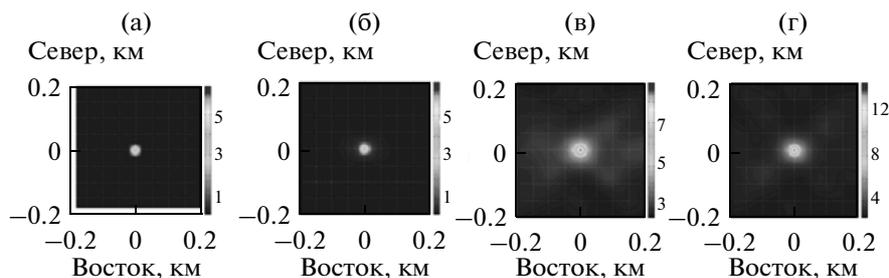


Рис. 8. Функции неопределенности ФР-СО алгоритма, настроенного на диаграммы излучения сложных источников, изображенные в столбцах 2–5 рис. 7а. Видно, что максимумы всех 4-х функций неопределенности точно соответствуют истинному положению источника, а сами функции неопределенности имеют высокий и острый пик.

определенности ФР-СО после настройки на каждую из диаграмм излучения ДДВ-источника, показанных на рис. 7а, имеют достаточно узкие и острые пики, и максимумы пиков соответствуют истинным координатам источника. Это свидетельствует, что настройка ФР-СО алгоритма на параметры механизма источника может существенно повысить его потенциальную точность при локации сложных источников по сравнению с традиционным алгоритмом СЭТ, не обладающим подобным “инструментом настройки”.

6.3. Сравнение точности локации сложного источника при малом отношении сигнал—шум с помощью модифицированного алгоритма СЭТ и ФР-СО алгоритма при их настройке на механизм источника

Как было показано выше, традиционный алгоритм локации СЭТ можно достаточно просто модифицировать так, чтобы он учитывал форму диаграммы излучения сложного микросейсмического источника. Функционал такого модифицированного СЭТ (МСЭТ) алгоритма определяется формулой (8) и отличается от функционала (6) адаптивного ДМП алгоритма, тем, что в нем не учитываются корреляционные свойства помех и динамические свойства среды распространения сейсмических волн. Однако, МСЭТ алгоритм уже может быть настроен на параметры механизма источника.

Рис. 9 иллюстрирует качество МСЭТ и ФР-СО алгоритмов при их использовании для локации ДД-источника при обработке модельной сейсмограммы группы с записями *реальных* помех, маскирующими синтетический сигнал источника при разных отношениях сигнал—шум. Как и в предыдущих модельных экспериментах, использовались записи помех, зарегистрированных поверхностной группой рис. 1 во время проведения ГРП на месторождении углеводородов “Marcellus Shale”. Оба алгоритма были настроены на диаграмму излучения ДД-источника с параметрами $\alpha = 45^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 0^\circ$.

Как видно из рис. 9, если в смеси синтетического сигнала от ДД-источника с записями реальных помех усредненном по каналам ОСШ > 0.1 , МСЭТ алгоритм ненамного уступает в точности ФР-СО алгоритму. Однако при усредненном по каналам ОСШ $= 0.05$ МСЭТ алгоритм становится, практически, не работоспособным, допуская отклонение оценки Y -координаты источника от истинного значения на величину 120 м. В то же время, ФР-СО алгоритм и при усредненном по каналам ОСШ $= 0.05$ обеспечивает точную оценку координат эпицентра источника. Это еще раз подтверждает плохую помехоустойчивость алгоритма СЭТ в случае реальных помех: коррелированных и имеющих различные спектральные плотности мощности в различных приемниках группы. Данный недостаток проявляется в модифицированном варианте СЭТ при его настройке на любые механизмы источников. В то же время, ФР-СО алгоритм при точной настройке на диаграмму излучения сложного источника успешно подавляет коррелированные помехи с различными спектрами в каналах даже при малых отношениях сигнал—шум.

Для количественного сравнения статистических характеристик точности традиционного СЭТ алгоритма, МСЭТ алгоритма и ФР-СО алгоритма при локации источника со сложным механизмом очага в случае реальных техногенных помех был проделан очередной модельный эксперимент по методу Монте-Карло. Методика эксперимента была той же, что описана в начале раздела 6. Синтетические сейсмограммы группы из 150 приемников (рис. 1), рассчитывались для источника с координатами $X = 0.17$ км, $Y = -0.33$ км, $Z = 1.87$ км и механизмом очага типа двойного диполя с параметрами $\alpha = 30^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 10^\circ$. Модельные многоканальные смеси имели усредненное по каналам ОСШ $= 0.1$, что обеспечило детектирование источника традиционным алгоритмом СЭТ на всех 110 модельных сейсмограммах. Кроме алгоритма СЭТ модельные сейсмограммы обрабатывались с помощью описанного выше алгоритма МСЭТ, а также ФР-СО алгоритма, настроенных на диаграмму

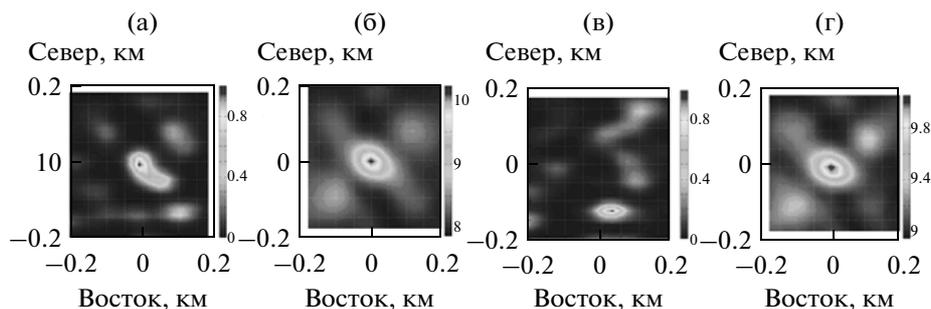


Рис. 9. Примеры карт функционалов модифицированного СЭТ алгоритма и алгоритма ФР-СО, настроенных на диаграмму направленности источника типа двойного диполя с параметрами $\alpha = 45^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 0^\circ$. Обработка смеси синтетической многоканальной сейсмограмм группы от источника типа двойного диполя с фрагментом записи реальных помех группы, зарегистрированных при ГРП. Координаты синтетического источника: $X = 0$, $Y = 0$, $Z = 1$ км.

(а), (б) — оценки координат эпицентра источника модифицированным алгоритмом СЭТ и алгоритмом ФР-СО при усредненном по каналам отношении сигнал—шум в смеси сигнала с помехами 0.1. Ошибки оценивания: для СЭТ $\Delta \hat{x} = 10$ м, $\Delta \hat{y} = 0$ м; для ФР-СО $\Delta \hat{x} = 0$ м, $\Delta \hat{y} = 0$ м;

(в), (г) — оценки координат эпицентра источника модифицированным алгоритмом СЭТ и алгоритмом ФР-СО при усредненном по каналам отношении сигнал—шум в смеси 0.05. Ошибки оценивания: для СЭТ $\Delta \hat{x} = 30$ м, $\Delta \hat{y} = -120$ м; для ФР-СО $\Delta \hat{x} = 0$ м, $\Delta \hat{y} = 0$ м.

излучения лоцируемого синтетического источника.

Результаты эксперимента показаны на рис. 10. Сложной форме диаграммы излучения источника, проекция которой на дневную поверхность показана на рис. 10а, соответствовала в данном эксперименте функция неопределенности традиционного алгоритма СЭТ, изображенная на рис. 10б. Функция неопределенности состоит из двух не пересекающихся пиков, что свидетельствует о плохой потенциальной точности и разрешающей способности традиционного алгоритма СЭТ при локации этого сложного ДД-источника. Форма двумерной эмпирической плотности распределения вероятностей оценок для традиционного алгоритма СЭТ (рис. 10в) состоит из двух мод, практически повторяя форму функции неопределенности рис. 10б. СКО оценок X и Y координат источника, соответствующие этой плотности, весьма велики: 140 и 160 м, соответственно. Т.е. традиционный алгоритм СЭТ, практически, не в состоянии оценить координаты модельного источника со сложной диаграммой излучения при сравнительно высоком ОСШ = 0.1.

Модифицированный алгоритм СЭТ, настроенный на указанные выше параметры источника типа двойного диполя, обеспечивает уже существенно лучшую точность оценивания координат этого источника: двумерная эмпирическая плотность вероятностей оценок (X^* , Y^*) для этого алгоритма уже одномодальная и достаточно узкая, а СКО оценок X и Y координат равны 98 м и 60 м, соответственно.

Наилучшие результаты локации источника со сложным механизмом очага в данном эксперименте были получены с помощью ФР-СО алго-

ритма, настроенного на параметры двойного диполя анализируемого источника: соответствующая ему эмпирическая плотность распределения оценок представляет собой узкий пик, для которого 90-процентная доверительная область имеет радиус неопределенности локации ~ 7 м, а СКО оценок X и Y координат равны 5 и 3 м, соответственно, что примерно в 20 раз меньше, чем для модифицированного СЭТ алгоритма.

6.4. Исследование точности локации сложных источников с помощью алгоритмов, робастных к механизмам источников

На рис. 11 представлены результаты модельного эксперимента по методу Монте-Карло, проведенного с целью сравнения точности двух описанных в разделе 5 алгоритмов локации, робастных к механизму источника (ВКР и ФРМ алгоритмов), которые не нуждаются в информации о диаграмме излучения источника. С помощью этих алгоритмов также были обработаны 110 модельных сейсмограмм группы рис. 1, представлявших собой смеси синтетического сигнала источника с механизмом типа двойного диполя с фрагментами описанной выше записи реальных помех, зарегистрированной при проведении ГРП. Как и в предыдущем эксперименте, синтетический источник имел локальные координаты: $X = 0.17$ км, $Y = -0.33$ км, $Z = 1.87$ км, углы механизма типа двойного диполя: $\alpha = 30^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 10^\circ$, а модельные сейсмограммы — усредненное по каналам группы ОСШ = 0.1.

Из рис. 11 следует, что алгоритм ВКР, предложенный в патенте Российской Федерации [Ерохин и др., 2006] является существенно менее помехоустойчивым, чем алгоритм ФРМ [Варыпаев,

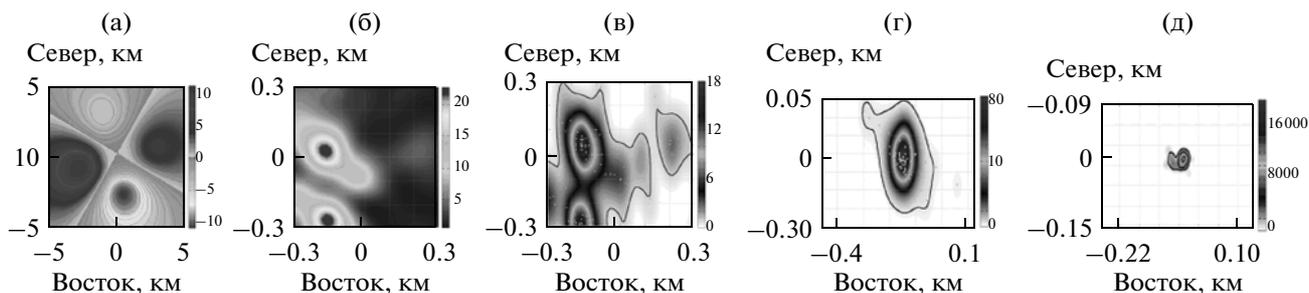


Рис. 10. Эмпирические двумерные плотности распределения вероятностей (ПРВ) оценок координат эпицентра источника, полученные методом Монте-Карло с помощью различных алгоритмов локации для источника типа двойного диполя с параметрами $\alpha = 30^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 10^\circ$. Обработка 110 смесей синтетических многоканальных сейсмограмм источника с фрагментами записей реальных помех, зарегистрированных при ГРП. Координаты источника: $X = 0.17$, $Y = -0.33$, $Z = 1.87$ км; усредненное по каналам группы отношение сигнал—шум в модельных смесях 0.01.

(а) — проекция на дневную поверхность диаграммы излучения источника, использованного в эксперименте (расцветка фона и фигур на диаграмме аналогична рис. 7а);

(б) — функция неопределенности алгоритма СЭТ при обработке сигналов источника с диаграммой излучения рис. 10а;

(в) — ПРВ оценок для алгоритма СЭТ; среднеквадратические ошибки оценивания координат эпицентра: СКО- $X = 140$ м, СКО- $Y = 160$ м;

(г) — ПРВ оценок для модифицированного алгоритма СЭТ, настроенного на механизм источника; СКО- $X = 98$ м, СКО- $Y = 60$ м;

(д) — ПРВ оценок для ФР-СО алгоритма, настроенного на механизм источника; СКО- $X = 5$ м, СКО- $Y = 3$ м.

20126], поскольку обеспечивает в 2–3 раза большие СКО оценок координат источника типа двойного диполя, В то же время, из рис. 10д и рис. 11б следует, что алгоритм ФРМ позволяет оценивать координаты источника типа двойного диполя с ошибками, СКО которых не намного выше, чем СКО оценок, полученных с помощью ФР-СО алгоритма, настроенного на известные параметры меха-

низма источника. Большим достоинством ФРМ алгоритма является то, что при не известных параметрах механизма очага он требует для локации источника значительно меньших вычислительных ресурсов, чем ФР-СО алгоритм, который для точной локации должен осуществлять трудоемкий перебор по всем допустимым значениям параметров механизма. Отметим, однако, что в результате указанного перебора ФР-СО алгоритм помимо локации источника обеспечивает еще и определение механизма его очага.

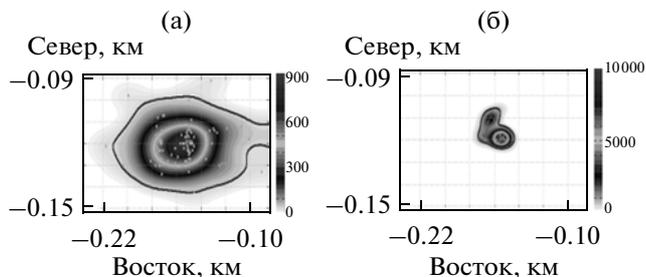


Рис. 11. Эмпирические двумерные плотности распределения вероятностей (ПРВ) оценок координат источника, полученные Методом Монте-Карло с помощью алгоритмов локации, робастных к механизму источника. Обработка 110 смесей синтетических многоканальных сейсмограмм источника типа двойного диполя с фрагментами записей реальных помех, зарегистрированных при ГРП. Координаты источника: $X = 0.17$, $Y = -0.33$, $Z = 1.87$ км; параметры двойного диполя: $\alpha = 30^\circ$, $\beta = 90^\circ$, $\gamma = 10^\circ$; усредненное по каналам группы отношение сигнал—шум в модельных смесях 0.1.

(а) — ПРВ для временно́го корреляционного алгоритма, робастного к механизму источника; СКО- $X = 26$ м, СКО- $Y = 10$ м;

(б) — ПРВ для спектрально-фазового алгоритма, робастного к механизму источника; СКО- $X = 6$ м, СКО- $Y = 5$ м.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Данная работа представляет собой попытку рассмотреть поверхностный пассивный микро-сейсмический мониторинг как статистическую задачу определения параметров источников слабых сейсмических событий по данным поверхностной группы датчиков с учетом воздействия на группу техногенных не стационарных помех, сильно коррелированных во времени и по пространству. В работе исследуются статистические алгоритмы для оценивания таких параметров источника, как координаты его очага и характеристики его механизма излучения.

С помощью методов математической статистики случайных процессов в работе синтезированы несколько новых алгоритмов оценивания параметров микросейсмических источников, которые обладают повышенной устойчивостью к воздействию на датчики поверхностной группы техногенных помех, порождаемых технологическими процессами гидроразрыва пласта (ГРП) на месторождениях углеводородов.

Предложенные статистически оптимальные (СО) и устойчивые к характеристикам помех (робастные) алгоритмы поверхностного микросейсмического мониторинга ГРП были тестированы с использованием записей реальных техногенных помех, зарегистрированных при проведении ГРП на месторождении сланцевого газа. Был проделан ряд модельных экспериментов по методу Монте-Карло с целью определения статистических характеристик ошибок, допускаемых предложенными алгоритмами при оценивании положения в среде очага микросейсмического источника.

Эксперименты показали, что при реальных техногенных помехах на месторождениях углеводородов предложенные статистически оптимальные и робастные алгоритмы обеспечивают существенно более высокую точность оценивания координат источников по данным поверхностной сейсмической группы, чем широко используемый в практике поверхностного мониторинга ГРП алгоритм Сейсмической Эмиссионной Томографии (СЭТ). При этом предложенные алгоритмы не теряют качества и в случаях, когда механизмы микросейсмических источников сильно отличаются по диаграмме излучения от простейшего механизма изотропного расширения (взрыва). Это выгодно отличает их от традиционного алгоритма СЭТ, который при сложных механизмах источников нередко допускает аномально большие ошибки оценивания их координат.

Указанные особенности статистически оптимальных и робастных алгоритмов поверхностного микросейсмического мониторинга ГРП обусловлены тем, что в них используются специфические вычислительные операции, позволяющие учитывать как статистические характеристики помех, воздействующие на датчики группы, так и особенности диаграмм излучения источников со сложными механизмами очагов.

Проведенные в работе теоретические исследования и модельные эксперименты с использованием записей техногенных помех, зарегистрированных при проведении ГРП на месторождении сланцевого газа, позволяют надеяться, что практическое применение предложенных статистических алгоритмов может способствовать улучшению качества поверхностного сейсмического мониторинга процессов трещинообразования среды, стимулируемых ГРП, т.е. повышению экономической эффективности и экологической безопасности новейших технологий добычи углеводородов.

Авторы благодарят уважаемых коллег Т.Т. Тагизаде, А.А. Соловьева, Б.Г. Букчина, А.В. Ландера за ценные советы и поддержку при выполнении исследований, приведших к настоящей публикации, а также коллег из ISTI (Saratoga Springs, NY, USA) за разрешение использовать записи поверхностных сейсмических помех, зарегистриро-

ванных при проведении гидроразрыва пласта на месторождении углеводородов.

Настоящая работа выполнена при частичной поддержке Программы фундаментальных исследований ОНЗ РАН № 7 “Геофизические данные: анализ и интерпретация”.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Аки К., Ричардс П.* Количественная сейсмология. М.: Мир. 2002.
- Бриллинджер Д.* Временные ряды: Обработка данных и теория. М.: Мир. 1980.
- Ван Трис Г.* Теория обнаружения, оценок и модуляции. Т. 3. 1977. М.: Советское радио. 662 с.
- Варыпаев А.В.* Статистический анализ фазового алгоритма локации источника широкополосного волнового поля. Распределение разности фаз спектральных компонент наблюдений на пространственно разнесенных датчиках // Естественные и технические науки. 2012а. № 3. С. 220–232.
- Варыпаев А.В.* Синтез статистических алгоритмов определения параметров микросейсмических источников по записям малоапертурной группы // Современная наука: актуальные проблемы теории и практики. 2012б. № 12. С. 31–36.
- Варыпаев А.В.* Стохастическая сходимость оценок координат источника широкополосного излучения, полученных с помощью фазовых алгоритмов локации // Естественные и технические науки. 2013. № 2. С. 228–234.
- Ерохин Г.Н., Майнгаршев С.М., Бортников П.Б., Кузьменко А.П., Родин С.В.* Способ контроля гидроразрыва пласта залежи углеводородов. Патент Российской Федерации. № RU 2319177 С1. 2006.
- Канасевич Э.Р.* Анализ временных последовательностей в геофизике. М.: Недра. 1986. 399 с.
- Кушнир А.Ф.* Статистические и вычислительные методы сейсмического мониторинга. 2012. М.: URSS. 458 с.
- Кушнир А.Ф., Рожков М.В., Тагизаде Т.Т.* Метод определения координат микросейсмического источника. Патент Российской Федерации. № 2451307. 2012а.
- Кушнир А.Ф., Рожков М.В., Тагизаде Т.Т.* Метод определения координат микросейсмического источника в присутствии помех. Патент Российской Федерации. № 2451308. 2012б.
- Епифанский А.Г., Кушнир А.Ф., Рожков М.В., Тагизаде Т.Т.* Способ измерения координат микросейсмических источников и параметров механизмов их очагов в условиях сильных сейсмических помех. Патент Российской Федерации. № 2494418. 2013.
- Левин Б.Р.* Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Радио и Связь. 1989. 656 с.
- Липцер Р.Ш., Ширяев А.Н.* Статистика случайных процессов. 1974. М.: Наука. 696 с.
- Марпл С.* Цифровой спектральный анализ и его применения. М.: Мир. 1990. 584 с.
- Хьюбер П.* Робастность в статистике. М.: Мир. 1984. 304 с.
- Чеботарева И.Я., Рожков М.В., Тагизаде Т.Т.* Метод микросейсмического мониторинга пространственного распределения источников эмиссии и рассеянной энергии и устройство для его применения. Патент Российской Федерации. № 227840. 2006.

- Чеботарева И.Я., Кушнир А.Ф., Рожков М.В.* Устранение интенсивной помех при пассивном мониторинге месторождений углеводородов методом эмиссионной томографии // *Физика Земли*. 2008. № 12. С. 65–82.
- Ackerley N.* Estimating the spectra of small events for the purpose of evaluating microseismic detection thresholds. Expanded Abstracts. CSEG GeoConvention Vision. 2012.
- Botev Z.I., Grotowski J.F., Kroese D.P.* Kernel density estimation via diffusion // *The Annals of Statistics*. 2010. № 38. P. 2916–2957.
- Chambers K., Kendall M., Brandsberg-Dahl S., Rueda J.* Testing the ability of surface arrays to monitor microseismic activity // *Geophysical Prospecting*. 2010. № 58. P. 821–830.
- Capon J.* Applications of detection and estimation theory to large array seismology // *Proceedings of the IEEE*. 1970. № 57. P. 170–180.
- Champeney D.C.* A Handbook of Fourier Theorems. Cambridge University Press. 1989. 185 p.
- Duncan P., Eisner L.* Reservoir characterization using surface microseismic monitoring // *Geophysics*. 2010. № 75. P. 139–146.
- Duncan P. M., Lakings J.D., Flores R.A.* Method for passive seismic emission tomography // US Patent #7,663,970. 2010.
- Eisner L., Williams-Stroud S., Hill A., Duncan P., Thornton M.* Beyond the dots in the box: microseismicity-constrained fracture models for reservoir simulation // *The Leading Edge*. 2010. № 29. P. 326–333.
- Epiphansky A.G., Kushnir A.F., Rozhkov M.V., Rozhkov N.M., Varupaev A.V., Dricker I.G., Hellman S.* Enhancement of Surface Array Monitoring of Hydraulic Fracturing Based on Statistically Optimal Algorithms. Proceeding of 33-rd General Assembly of European Seismological Commission (ESC). 2012.
- Geiger L.* Probability method for the determination of earthquake epicenters from the arrival time only // *Bulletin of St. Louis University*. 1912. № 8. P. 56–71.
- Grandi Karam S., Oates S., Bourne S.* Benchmark of Surface Microseismic Monitoring at Peace River, Canada. Proceedings of third passive seismic workshop. EAGE. 2011. Athen. P. 47–51.
- Haykin S.* (ed.) Array signal processing. 1984. Prentice-Hall, Inc. 433 p.
- Monitoring a comprehensive test ban treaty / *Huseby E.S., Dainty A.M.* (eds). 1996. Kluwer Academic Publishers. 836 p.
- Kiselevitch V.L., Nikolaev A.V., Troitskiy P.A., Shubik B.M.* Emission tomography: main ideas, results, and prospects. Expanded Abstracts 1602. 61st Annual International Meeting. SEG. 1991.
- Kushnir A.F., Lapshin V.M., Pinsky V.I., Fuyen Y.* Statistically optimal event detection using small array data // *Bul. Seism. Soc. Am.* 1990. V. 80. № 6. P. 1935–1950.
- Kushnir A.F.* Algorithms for adaptive statistical processing of seismic array data / *Monitoring a Comprehensive Test Ban Treaty*. Huseby E.S., Dainty A.M. (eds.). 1996. Kluwer Academic Publishers. P. 565–585.
- Kushnir A.F., Haikin L.M., Dainty A.* Combined automated and off-line computer processing system for seismic monitoring with small aperture arrays // *Seismological Research Letters*. 1998. V. 69. № 3. P. 235–247.
- Kushnir A.F., Rozhkov M.V., Varypaev A.V., Dricker I.G.* Evaluation of location capabilities of statistically optimal algorithms for microseismic monitoring. Expanded Abstracts P025. 74th Conference & Exhibition EAGE. 2012c.
- Kushnir A.F., Rozhkov N.M., Varypaev A.V.* Statistically-based approach for monitoring of microseismic events // *International Journal on Geomathematics*. 2013. № 4. P. 201–225. doi: 10.1007/s13137_013_0049_6. doi: 10.1007/s13137-013-0049-6 (published online).
- Le Cam L.M.* Locally asymptotically normal families of distributions // *Univ. California Publ. Statist.* 1960. V. 3. № 3. P. 37–99.
- Le Cam L.M., Yang G.L.* Asymptotics in Statistics. Some Basic Concepts. 1990. Springer Series in Statistics. 287 p.
- Lehmann E.L., Casella G.* Theory of point estimation. 1998. Springer texts in statistics. 589 p.
- Maxwell S.* Microseismic: growth born from success // *The Leading Edge*. 2010. № 29. P. 338–343.
- Maxwell S., Deere J.* An introduction to this special section: microseismic // *The Leading Edge*. 2010. № 29. P. 277.
- Neidell N.S., Taner M.T.* Semblance and other coherency measures for multichannel data. *Geophysics*. 1971. № 36. P. 482–297.
- Rozhkov M., Kushnir A., Rojkov N., Dricker I., Hellman S.* Statistical analysis of microseismic noise during hydraulic fracturing. Expanded Abstracts P092. 74th Conference & Exhibition, EAGE. 2012.
- Shapiro S.A.* Microseismicity: a tool for reservoir characterization // EAGE Publications. 2008.
- Strumilo P.* (ed). Advances in Sound Localization. InTech. Croatia. 2011. 590 p.
- Thornton M.* 2012. Resolution and location uncertainties in surface microseismic monitoring. Expanded Abstracts // CSEG GeoConvention. 2012.
- Van Trees H.L.* Optimum Array Processing. 2002. Wiley. 1443 p.
- Verweij M.D., de Hoop A.T.* Determination of seismic wavefields in arbitrary continuously layered media using modified Cagniard method // *Geophysics Journal International*. 1990. № 103. P. 731–754.