

МОНИТОРИНГОВЫЕ СИСТЕМЫ В ГОРНОМ ДЕЛЕ

УДК 550.34; 519.688; 504.5.06

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ИНФОРМАТИВНОГО ДИАПАЗОНА ЧАСТОТ СЕЙСМИЧЕСКОГО ШУМА В МЕТОДЕ ДИСТАНЦИОННОЙ ОЦЕНКИ ПРОДУКТИВНОСТИ УГЛЕВОДОРОДНОГО КОЛЛЕКТОРА

И. Я. Чеботарева

*Институт проблем нефти и газа РАН,
E-mail: irinache@inbox.ru, ул. Губкина, 3, 119333, г. Москва, Россия*

Представлено решение проблемы, возникающей при реализации предложенного ранее метода дистанционной оценки продуктивности коллектора углеводородов с использованием записей сейсмического фона на поверхности. Показано, что формирование линейной зависимости происходит только в определенном диапазоне частот и быстро разрушается при его расширении. Установлено, что формирование линейной зависимости связано с негауссовым поведением шумового сейсмического поля в выделенном диапазоне частот. Предложен метод оценки информативного диапазона частот по экспериментальным данным с использованием полиспектрального анализа и суррогатных рядов.

Сейсмический фон, нефть, газ, горные породы, термодинамический индикатор, бикогерентность, суррогатные ряды

DOI: 10.15372/FTPRPI20240318
EDN: VQZRJY

Над месторождениями углеводородов часто наблюдаются аномалии различных физических полей. Они исследуются с целью разработки методов идентификации насыщения пород углеводородами. Так, с 90-х годов прошлого века активно изучаются инфразвуковые аномалии сейсмического поля [1]. Первоначально явление описывалось как увеличение спектральной мощности сейсмического фона на частотах 2–5 Гц над нефтегазовыми месторождениями, на базе этого эффекта разработана технология поисково-разведочных работ “Анчар”. В процессе работ зарубежных и российских геофизиков на месторождениях различного типа частотный диапазон аномалии расширился до 1–10 Гц [2–8]. Установлено, что положение спектральных максимумов слабо зависит от пластового давления, но обусловлено типом насыщения коллектора нефть / газ [6]. Увеличилось число простых прогностических атрибутов — в предложенных ал-

Работа выполнена в рамках гос. задания Института проблем нефти и газа РАН (тема № 122022800270-0).

горитмах использовались энергетические аномалии вертикальной компоненты, пики спектрального отношения вертикальной и горизонтальной компонент, частотные сдвиги доминирующих спектральных пиков горизонтальных и вертикальных компонент [2–6]. Предложены более сложные алгоритмы, которые успешно работают при отсутствии видимых четких инфразвуковых аномалий на сейсмических записях [7–8].

К таким сложным алгоритмам относится метод дистанционной оценки продуктивности углеводородного коллектора с использованием записей естественного сейсмического фона Земли, представленный в [9–11]. Этот алгоритм позволяет рассчитывать карты продуктивности до разбуривания скважин и осуществлять выбор наиболее перспективных точек для бурения. Количественная оценка проводится с помощью термодинамического индикатора состояния геосреды, одного из методов диссипативной сеймики. Термодинамический индикатор разработан на базе энтропии Климонтовича, которая является корректной мерой степени неравновесности состояния для открытых систем и может измеряться по степени хаотичности/упорядоченности колебаний, генерируемых открытой системой [12]. Алгоритм его расчета и примеры использования в различных геофизических исследованиях можно найти в [13].

По результатам исследования полевых данных выявлена линейная зависимость значений термодинамического индикатора от суммарной толщины продуктивных интервалов в скважинах [9–11]. Установлено, что линейная зависимость существует только в выделенном диапазоне частот и распадается при расширении частотного диапазона анализа данных (рис. 1).

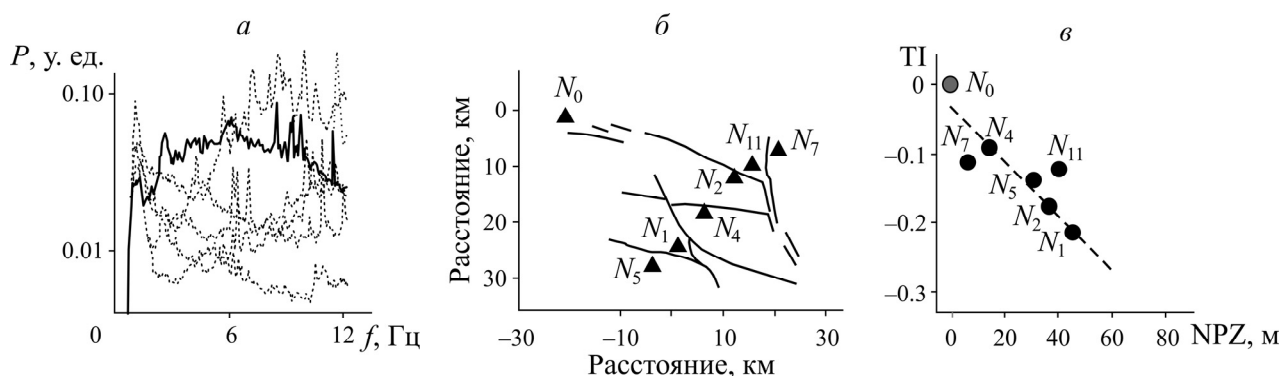


Рис. 1. Усредненные по времени спектры мощности сейсмического шума $P(f)$ в разных точках регистрации, жирная линия — спектр около “сухой” скважины N_0 (а); схема площадки наблюдений с расположением скважин (треугольники) и тектонических разломов (б); зависимость значений термодинамического индикатора TI от суммарной толщины продуктивных интервалов в соседних скважинах NPZ , штриховая линия — регрессионная прямая (в)

В настоящей работе использован тот же набор тестовых данных, что и в [9–11]. Сейсмические данные и геофизическая информация предоставлены Э.-Д. Роде, председателем и техническим директором Marmot Technologies (Швейцария). Полевые исследования выполнены им и его коллегами на месторождении углеводородов в Объединенных Арабских Эмиратах с помощью высокочувствительных широкополосных велосиметров Marmot Signal Converter при частоте опроса 100 sps и чувствительности сейсмометров 30000 В/(м·с), диапазон частот 0.2–50 Гц. Продуктивный коллектор представлен пористыми карбонатными породами, глубина кровли нефтенасыщенного горизонта ~2.1 км. Локальная продуктивность оценивалась с помощью параметра NPZ (Net Pay Zone) следующим образом. По данным стандартного каротажа в выбранных скважинах выделялись продуктивные интервалы. Затем рассчитывался па-

раметр NPZ как суммарная толщина продуктивных интервалов. Эти данные компания-оператор передавала для дальнейшего анализа геофизической группе, проводившей полевые исследования.

Расположение скважин, около которых регистрировался сейсмический фон, приведено на схеме площадки наблюдений (рис. 1б). Шесть скважин над залежью дали приток нефти, в одной “сухой” скважине N_0 , находящейся за пределами залежи, нефть не была обнаружена. На спектрах мощности сейсмических записей инфразвуковая амплитудная аномалия четко не проявлена (рис. 1а), что препятствует использованию простых атрибутов, которые упоминались. Вероятно, амплитуда эффекта мала по сравнению с уровнем поверхностных шумов. Однако термодинамический индикатор состояния геосреды оказался достаточно чувствительным, чтобы не только выявить наличие углеводородов, но и получить линейную зависимость значений термодинамического индикатора от суммарной толщины продуктивных интервалов (рис. 1в). Формирование линейной зависимости происходило только в определенном диапазоне частот и быстро разрушалась при его расширении [9, 11]. Для использованного набора данных этот диапазон составил 1–6 Гц.

Нижняя граница диапазона определялась нижней полосой частотной фильтрации на стадии предобработки данных. Известно, что спектр мощности естественного сейсмического фона Земли снижается с увеличением частоты по степенному закону, но в диапазоне 0.4–0.06 Гц существуют высокоамплитудные максимумы, связанные с погодными условиями, — штормовые микросейсмы. Амплитуда этой составляющей фона может за несколько часов возрасти более чем на порядок [14]. Регистрация сейсмических записей, приведенных в данной работе, проводилась в разные дни при помощи высокочувствительных широкополосных сейсмометров Marmot Signal Converter с полосой частот 0.1–50 Гц. Чтобы убрать влияние неконтролируемого фактора на результат, перед расчетом термодинамического индикатора низкочастотная составляющая фона ниже 1 Гц подавлялась с помощью фильтра Баттерворта. Верхняя граница полезного диапазона выбиралась путем перебора частот, в процессе уменьшения от 40 Гц. Теоретически диапазон частот при использовании термодинамического индикатора должен быть как можно большим, однако наилучший результат получен при обработке набора данных при ограничении диапазона до 1–6 Гц. Такой диапазон является информативным и содержит полезную информацию о процессах, определяющих степень неравновесности массива горных пород.

Диапазон 1–6 Гц лежит внутри диапазона инфразвуковой аномалии над месторождениями углеводородов и, очевидно, с ней связан. Положение максимума инфразвуковой аномалии меняется от места к месту и зависит от типа насыщения коллектора нефть/газ. Можно допустить, что положение, информативного диапазона частот в методе дистанционной оценки продуктивности углеводородного коллектора также меняется для разных месторождений. Достижение цели метода зависит от правильного выбора информативного диапазона. Простой перебор частотных диапазонов — трудоемкий подход, который не гарантирует лучший результат. Данная статья посвящена описанию оригинального метода выбора диапазона частот по информации, содержащейся в статистической структуре фоновой сейсмической волновой поля.

МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Полиспектральный анализ. Естественный сейсмический фон Земли на частотах более 1 Гц, вдали от мощных источников акустического излучения, на записях выглядит как шум, т. е. сигнал, мгновенные значения амплитуд которого меняются по случайному закону. Структура стохастического процесса может быть описана его моментами. Существует аль-

тернативное представление вероятностного распределения с использованием кумулянтов (семиинвариантов). Если известны моменты, то первые кумулянты можно вычислить по формулам [15]:

$$\begin{aligned}\kappa_1 &= \alpha_1 = m, \\ \kappa_2 &= \alpha_2 - \alpha_1^2 = D, \\ \kappa_3 &= \alpha_3 - 3\alpha_1\alpha_2 + 2\alpha_1^3, \\ \kappa_4 &= \alpha_4 - 3\alpha_2^2 - 4\alpha_1\alpha_3 + 12\alpha_1^2\alpha_2 - 6\alpha_1^4.\end{aligned}\tag{1}$$

Здесь κ_i , α_i — кумулянты и моменты i -го порядка; m , D — символы среднего и дисперсии. Первые четыре кумулянта можно назвать средним, дисперсией, асимметрией и эксцессом, их значения определяют степень отклонения исследуемого вероятностного распределения от распределения Гаусса.

Строгое определение кумулянтов приводится в [15]. Краткое толкование кумулянта s -го порядка по А. Н. Малахову и Р. Л. Стратоновичу — корреляция s -го порядка [15, 16]. Простейшим кумулянтom второго порядка двух статистически связанных величин является ковариация. Кумулянт s -го порядка описывает статистическую связь $(s-1)$ -го порядка. Для стационарных случайных процессов вводятся понятия полиспектров и кумулятивных функций, зависящих от времени [15]. Спектральная плотность (коротко спектр) s -го порядка определяется как $(s-1)$ -мерное преобразование Фурье от кумулятивной функции s -го порядка. Спектр каждого порядка содержит независимую информацию о случайном процессе. Для обозначения спектральной плотности 2-го порядка обычно используют термин “спектр мощности”. Эта хорошо известная характеристика случайного процесса широко применяется при анализе временных рядов и является оценкой распределения мощности сигнала по частотам. Спектры 3-го (биспектр) и 4-го порядка (триспектр) в сейсмологических исследованиях менее популярны. Они несут информацию о наличии квадратичной и кубической фазовой связанности в структуре случайного процесса. Например, если в среде с квадратичной нелинейностью распространяются две гармоники и в результате их нелинейного взаимодействия образуется третья гармоника на комбинационной частоте, то такой фазовосвязанный триплет обязательно проявится на графике биспектра в виде яркого максимума.

Существуют различные способы расчета биспектра $B(\omega_1, \omega_2)$ по временным рядам [17–20]. В настоящей работе использовался метод с сегментированием данных и усреднением их комплексных фурье-образов с помощью быстрого преобразования Фурье. Сначала временной ряд разбивается на i -сегменты, по ним рассчитывается комплексное преобразование Фурье $X_i(\omega)$, затем проводится усреднение для частотных триплетов по формуле

$$B(\omega_1, \omega_2) = E\{X(\omega_1)X(\omega_2)X^*(\omega_1 + \omega_2)\},\tag{2}$$

где $(*)$ — символ комплексного сопряжения; $E\{\dots\}$ — символ математического ожидания.

Биспектр зависит не только от фазовой связанности частот, но и от значений амплитудного спектра мощности, поэтому большие значения $B(\omega_1, \omega_2)$ могут быть обусловлены попаданием в спектральные максимумы. В этой связи часто применяются нормированные биспектральные оценки, причем существуют варианты выбора нормировки. В данной работе использована нормированная величина, которая называется бикогерентностью:

$$b^2(\omega_1, \omega_2) = \frac{|B(\omega_1, \omega_2)|^2}{E\{|Z(\omega_1, \omega_2)|^2\}E\{|X(\omega_1 + \omega_2)|^2\}}.\tag{3}$$

При этом

$$Z(\omega_1, \omega_2) = |X(\omega_1)X(\omega_2)|^2. \quad (4)$$

Для стационарного случайного процесса значения b^2 изменяются в диапазоне от нуля до единицы [21]. Близкое к нулю значение указывает на отсутствие фазовой связанности спектральных компонент, близкое к единице — на полную связанность энергий соответствующих спектральных компонент. В силу свойств симметрии биспектр и бикогерентность рассчитывают обычно в ограниченной области значений, которая называется главной треугольной областью:

$$0 \leq f_2 \leq f_1, \quad f_2 + f_1 \leq f_s/2, \quad (5)$$

здесь f_s — частота опроса [17, 18].

Суррогатные ряды. Предположим, что сейсмический сигнал в точке регистрации представлен шумом, возможно содержащим гармоники — квадратично связанные триплеты. В таком случае триплеты проявятся в виде острых пиков. Графиком двумерной функции бикогерентности в трехмерном пространстве является поверхность, форма которой определяется статистической структурой случайной компоненты. Известно, что для гауссова шума значения бикогерентности равны нулю. Однако при вычислении значений b^2 по формулам (2)–(4) длина временных сегментов ограничена, точность вычислений конечна и, как результат, возникает статистическое положительное смещение среднего, которое асимптотически уменьшается с ростом степеней свободы [22]:

$$bias[\tilde{b}^2] = \frac{2}{dof} (1 - b^2)^2, \quad (6)$$

dof — число степеней свободы; символ бикогерентности в левой части формулы означает выборочную оценку b^2 , в правой — истинное значение b^2 . Для шумового гауссова процесса истинное значение b^2 равно 0. Если число сегментов, по которым рассчитывается бикогерентность, равно K , то $dof = 2K$ и статистическое положительное смещение среднего описывается формулой

$$bias[\tilde{b}^2] = \frac{1}{K}. \quad (7)$$

Для гауссова шума график значений бикогерентности будет флуктуировать около горизонтальной плоскости, определяемой формулой (7). Если сейсмический шум является негауссовым стохастическим процессом или нелинейным хаотическим процессом, то поверхность бикогерентности может иметь произвольную сложную форму, соответствующую статистической структуре реального сигнала. При наличии в волновом поле квадратично связанных триплетов форма поверхности усложнится появлением дополнительных максимумов, которых может быть достаточно много.

Информация, содержащаяся в двух составляющих волнового поля, может быть как связанной, так и различной. Желательно разделить два вида составляющих и изучать их отдельно. Для этого применяется метод суррогатных рядов или суррогатных динамических моделей [23], дающий возможность генерировать временные ряды, которые по некоторым свойствам идентичны исходному ряду, но могут от него отличаться по другим свойствам. Суррогатные ряды используются для проверки различных нулевых гипотез и оценки достоверности результатов обработки

линейных и нелинейных временных рядов [24–29]. В нашем случае этот подход реализуется для разделения влияния на форму графика бикогерентности наличия гармоник с квадратично связанными частотами и отличия распределения амплитуд сейсмического фона от гауссова распределения.

На рис. 2 показаны результаты численного моделирования, иллюстрирующие качество двух часто используемых методов генерации суррогатных динамических моделей FT и AAFT [23]. Сгенерирована случайная последовательность с негауссовым распределением амплитуд, которая обработана нелинейным фильтром. Затем по исходному нелинейному модельному ряду сгенерированы суррогатные ряды с помощью методов FT и AAFT. В наиболее простом для линейных рядов методе расчета суррогатной модели FT — Unwindowed Fourier transform algorithm — применяется рандомизация фазового спектра [23]. Для этого преобразование Фурье исходного сигнала умножают на случайную фазовую компоненту и делают обратное преобразование Фурье. При этом сохраняются значения средних и дисперсии, рассчитанные по всему временному интервалу. Остается прежней форма спектра мощности, но вид распределения амплитуд может сильно искажаться (рис. 1). Для негауссовых исходных рядов гистограмма амплитуд суррогатного ряда становится похожей на распределение Гаусса.

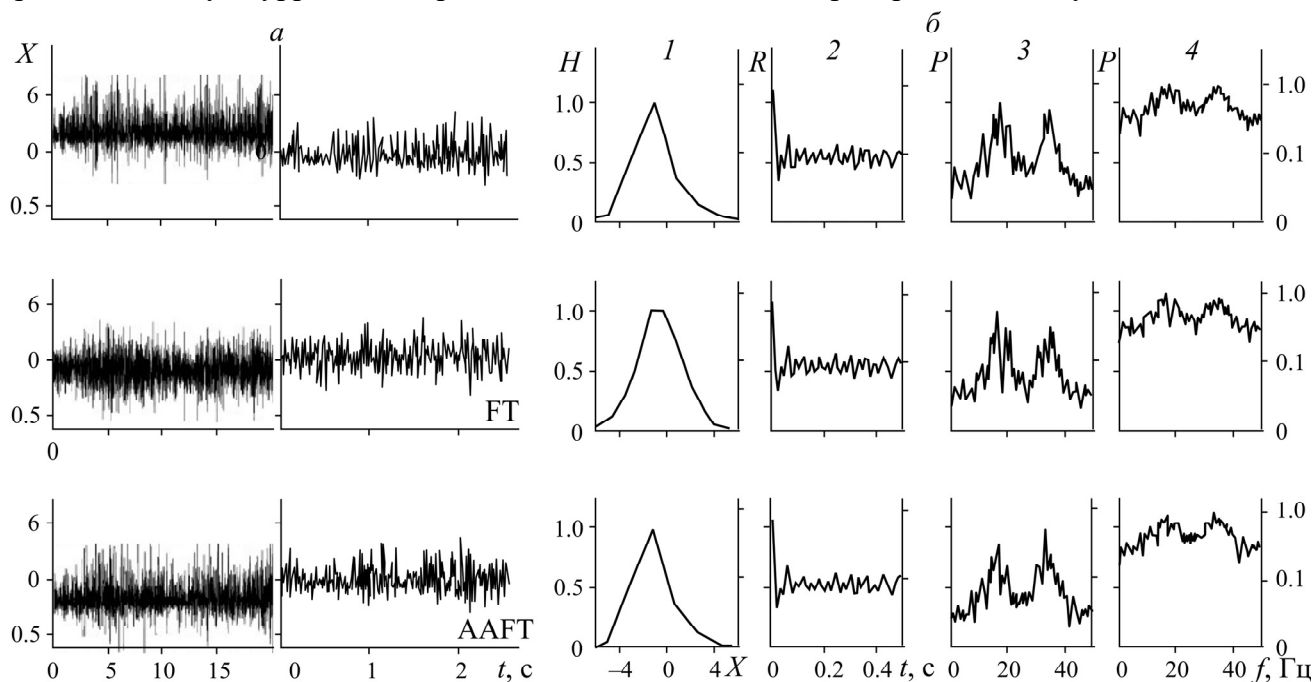


Рис. 2. Результаты численного моделирования: *a* — зависимость амплитуды от времени $X(t)$ исходного нелинейного модельного ряда (вверху) и суррогатных рядов, сгенерированных с использованием методов FT и AAFT; *б* — связанные с ними гистограммы $H(X)$ (1), корреляционные функции $R(t)$ (2), спектры мощности $P(f)$ в линейном (3) и логарифмическом (4) масштабах

В данной работе использовался метод генерации суррогатной модели AAFT (Amplitude adjusted Fourier transform algorithm), характерный для анализа линейных и нелинейных рядов. Расчет суррогатной модели AAFT более сложный, чем FT. Точнее, алгоритм расчета FT — один из этапов алгоритма расчета AAFT-модели. При реализации последнего до и после рандомизации фазового спектра проводятся две перетасовки амплитуд по определенному правилу. Подробности алгоритма AAFT описаны в [23]. Метод AAFT позволяет сохранить точное распределение амплитуд исходного ряда, вид спектра мощности и нестациона-

нарную структуру (скользящее среднее и скользящую дисперсию). Таким образом, при расчете бикогерентности суррогатного ААФТ ряда по исходным данным будет сохранена форма поверхности графика бикогерентности, задаваемая статистической структурой сейсмического фоновое волнового поля. Однако на этапе рандомизации фазового спектра квадратичная связанность всех триплетов разрушится и соответствующие максимумы в поле значений бикогерентности не проявятся.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Расчет бикогерентности проводился по тем же сейсмическим записям, что и при вычислении зависимости $IT(NPZ)$, показанной на рис. 1в. Длина временных выборок 800 с, частота дискретизации 0.01 с, низкочастотная составляющая фона ниже 1 Гц подавлялась с использованием фильтра Баттерворта. Исходный ряд разбивался на временные сегменты длиной 256 точек. При расчете биспектров число сегментов должно быть не менее длины сегмента. Данное условие в нашем случае выполнялось, число неперекрывающихся сегментов — 312. С учетом этого значения по формуле (7) проведена оценка смещения среднего бикогерентности для гауссова шума.

Каждая из 20 суррогатных матриц бикогерентности рассчитывалась по формулам (2)–(4) по одному из длинных ААФТ суррогатных рядов, моделирующих 800-секундные записи сейсмического фона над нефтяной залежью. Запись сейсмического фона разбивалась на 312 независимых сегментов длительностью 2.56 с. Для каждого сегмента определялись по 20 независимых коротких суррогатных сегментов ААФТ-методом. Затем каждый из этих сегментов использовался для формирования соответствующего длинного суррогатного ряда. Таким образом в каждом из 20 длинных суррогатных рядов содержалась информация о всей 800-секундной записи сейсмического фона.

На рис. 3а показаны главные треугольные области матриц бикогерентности, рассчитанные по полевым записям сейсмического фона вблизи скважины N_2 (рис. 1). Изображение исходной матрицы бикогерентности сильно зашумлено, хотя в двумерном графике просматривается определенная закономерность в геометрии распределения значений матрицы. При сглаживании фильтром скользящего среднего результат становится более четким. Отметим, что график бикогерентности неплоский, значения бикогерентности существенно возрастают с уменьшением частоты.

На графиках бикогерентности, которые получены с усреднением 20 матриц, рассчитанных по суррогатным рядам, все особенности структуры сейсмического шума проявляются более четко (рис. 3б). Это объясняется тем, что, во-первых, при усреднении значений 20 суррогатных матриц уменьшается статистический разброс каждого элемента матрицы; во-вторых, в результате особенности ААФТ-алгоритма из графиков устраняется влияние квадратично связанных триплетов. Последние сами по себе содержат полезную информацию о протекающих процессах в насыщенных углеводородами пластах, но в настоящей работе они не обсуждаются. Создаваемые квадратично связанными триплетами пики в данном исследовании — это помеха, которая может исказить искомые оценки информационного диапазона частот, поэтому их влияние лучше устранять.

На рис. 4 графики I наглядно показывают характер изменения вдоль верхней границы главной треугольной области значений элементов матриц бикогерентности для реальных и суррогатных данных, изображенных на рис. 3. Из представленных графиков следует, что сейсмический шум является существенно негауссовым.

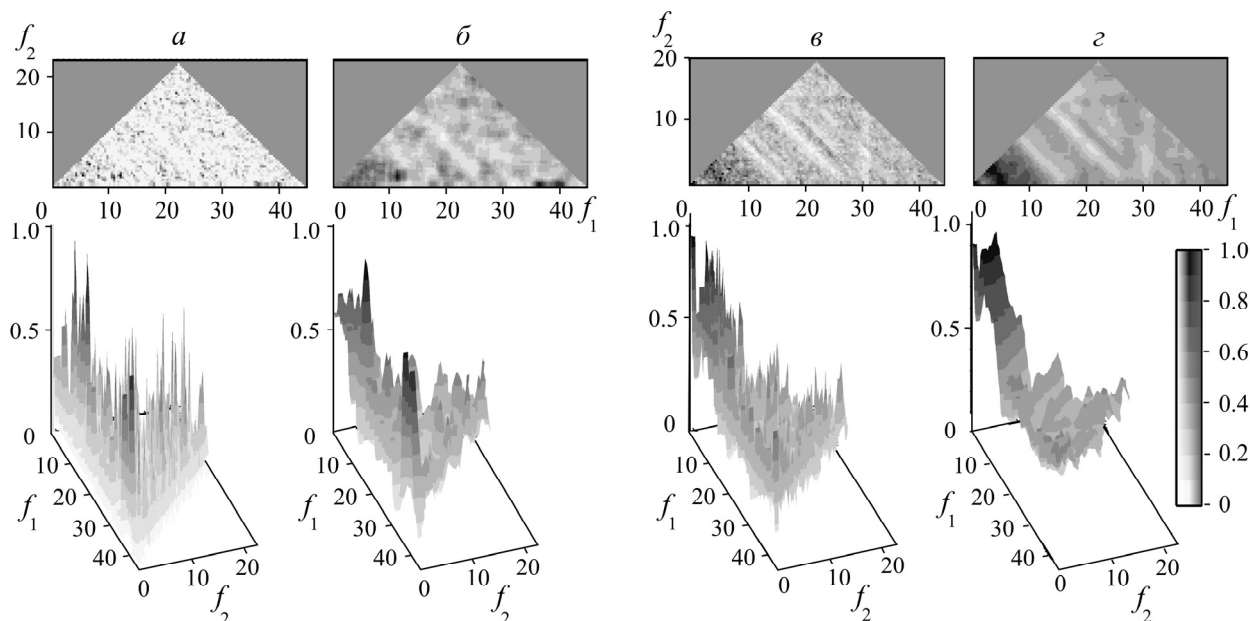


Рис. 3. Матрицы для сейсмической записи, зарегистрированной около скважины N_2 : $a, б$ — бикогерентности $b^2(f_1, f_2)$; $в, з$ — средних значений бикогерентности, рассчитанных по 20 матрицам ААFT суррогатных рядов. Верхний ряд — представление результатов в двумерном графике, нижний — в трехмерном; $a, в$ — исходные матрицы бикогерентности, $б, з$ — результат сглаживания фильтром скользящего среднего 5×5 точек. Нормировка на максимум

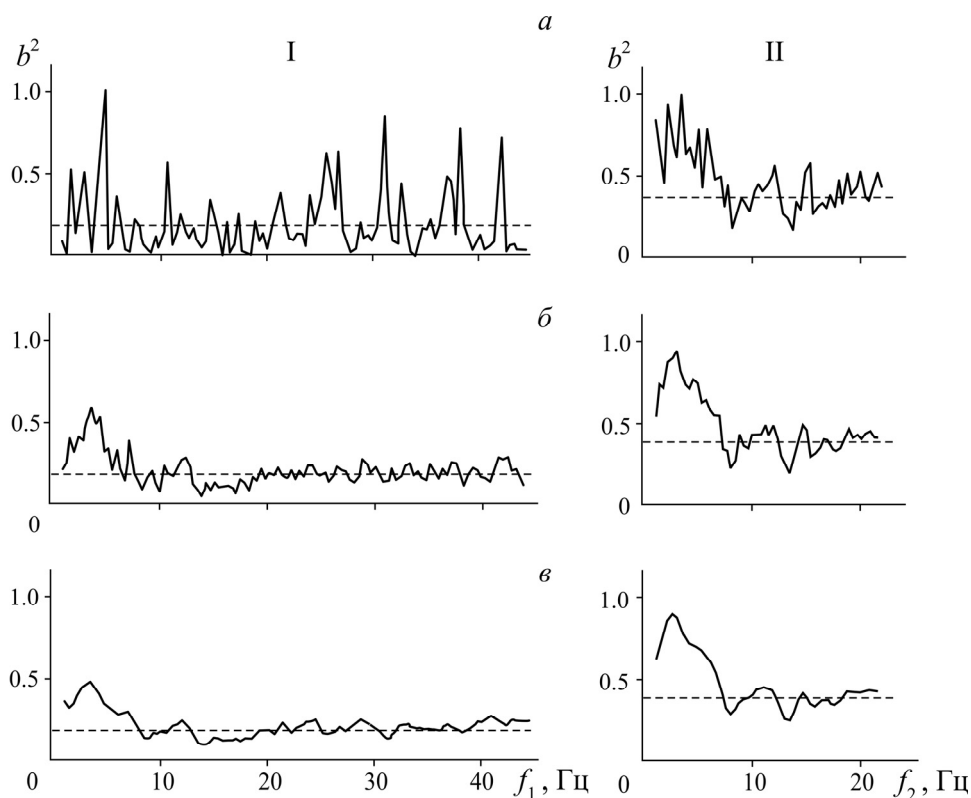


Рис. 4. Значения элементов для матриц на рис. 3а (a), 3в ($б$), 3з ($в$): I — вдоль верхней границы главной треугольной области в зависимости от частоты f_1 ; II — усредненные вдоль изолиний $f_2 + f_1 = \text{const}$ в зависимости от частоты f_2 . Нормировка на общий максимум. Штриховая линия — значение среднего бикогерентности для гауссова шума при выбранных параметрах расчета

График бикогерентности неплоский. Хорошо заметны осцилляции в радиальном направлении от нулевых частот и возрастание значений с уменьшением частоты. На двумерных графиках бикогерентности визуально выявляются четкие изолинии вдоль направлений $f_1 + f_2 = \text{const}$. Это наводит на мысль о том, что статистически устойчивые оценки можно получить, усреднив значения бикогерентности в главной треугольной области вдоль линий $f_1 + f_2 = \text{const}$ (графики II на рис. 4). Такой подход к обработке данных весьма успешен. Статистический разброс уменьшился, для сейсмических записей и суррогатных рядов проявилась одна и та же зависимость от частоты. При этом результат для суррогатных рядов более сглаженный и четкий.

На рис. 5 представлены значения элементов матриц для всех точек регистрации, аналогичные тем, что показаны на графиках II рис. 4, т. е. не только для нефтенасыщенных скважин, но и для “сухой” скважины N_0 , расположенной за пределами залежи. Для скважины N_0 наблюдается совсем другая тенденция в поведении графиков, чем для скважин над залежью. На низких частотах значения кривых для скважины N_0 практически совпадают со значениями для гауссова шума, а начиная с 13 Гц происходит стабильное увеличение усредненных значений бикогерентности. Термин “сухая” скважина означает, что в ней не обнаружен приток нефти, однако высокопористые слои водонасыщенные. К сожалению, в нашем распоряжении имеется только одна запись около “сухой” скважины, поэтому нельзя судить с уверенностью о том, с чем связано такое различие в поведении кривых для нефтяных и “сухой” скважины. Причиной может быть как другой тип насыщения пород, так и, например, влияние нестационарности шумовой компоненты, особенно на высоких частотах. Этот вопрос требует дальнейших исследований.

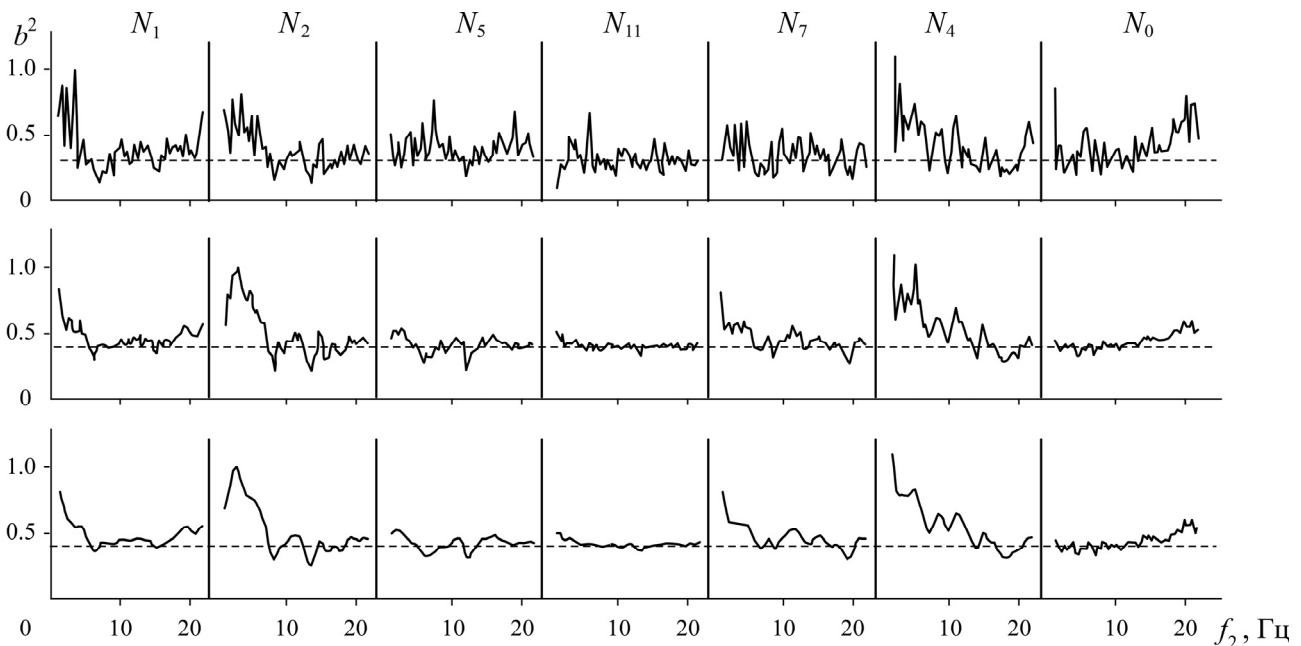


Рис. 5. Значения элементов матриц, усредненные вдоль изолиний $f_2 + f_1 = \text{const}$, в зависимости от частоты f_2 по всем точкам регистрации. Верхний ряд — для исходных матриц бикогерентности, рассчитанных по сейсмическим записям; средний — для матриц среднего, рассчитанных по 20 матрицам ААФТ суррогатных рядов для тех же записей, нижний — для матриц среднего, сглаженных фильтром скользящего среднего 5×5 точек. Нормировка на общий максимум для каждого типа результатов. Штриховая линия — значение среднего бикогерентности для гауссова шума при выбранных параметрах расчета

На рис. 6 показаны усредненные значения по всем точкам регистрации, приведенные на рис. 5. Использование суррогатных рядов позволяет более четко выявить частотные интервалы, в которых вероятностное распределение сейсмического фона преимущественно отличается от распределения Гаусса. Наибольшее отклонение усредненных графиков от горизонтальной прямой, отмечающей значение среднего для гауссова распределения, наблюдается для частот менее 6 Гц. По мере приближения к нижней границе 1 Гц значения стабильно возрастают, на частотах более 6 Гц несколько превышают среднее для гауссова шума. Имеются локальные размытые максимумы на частотах около 11, 15, 22 Гц. Все максимумы прослеживаются и на индивидуальных графиках для нефтенасыщенных скважин (рис. 5).

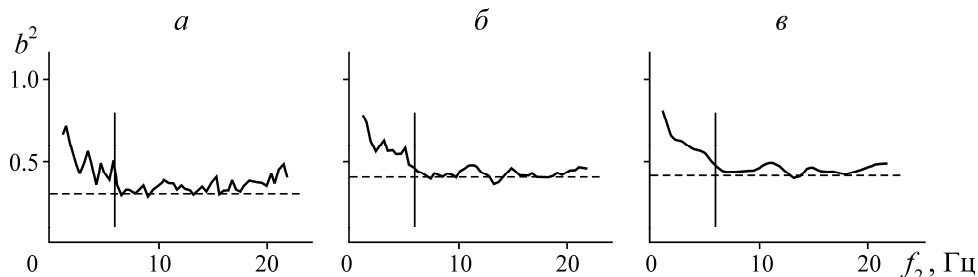


Рис. 6. Усредненные по точкам регистрации значения матриц бикогерентности для исходных матриц, рассчитанных по сейсмическим записям (а), для матриц среднего, рассчитанных по 20 матрицам ААFT суррогатных рядов (б), для матриц среднего, сглаженных фильтром скользящего среднего 5 x 5 точек (в). Штриховая линия — значение среднего бикогерентности для гауссова шума при выбранных параметрах расчета. Вертикальным отрезком отмечена частотная граница 6 Гц

При расширении частотного диапазона до 12 и 15 Гц линейная зависимость $\Pi(\text{NPZ})$ полностью разрушается [9, 11]. Так как линейная зависимость между значениями термодинамического индикатора и суммарной толщиной продуктивных интервалов формируется для диапазона 1 – 6 Гц, можно считать, что оценкой информативного диапазона частот для нашего метода дистанционной оценки продуктивности углеводородного коллектора является область частот, примыкающая к глобальному максимуму на кривых рис. 6. При этом границы частотного диапазона определяются точками касания графика усредненных значений биспектральных матриц суррогатных рядов и прямой, соответствующей оценке смещения среднего для гауссова шума. В данном случае точкой касания отбивается только верхняя граница. В направлении нижней — значения устойчиво возрастают. Это не исключает варианта, когда точкой касания будет определяться и нижняя граница. Подобная тенденция просматривается для точки регистрации около скважины N_2 на графиках II рис. 4.

Ограничен ли нижний диапазон инфразвукового эффекта частотой 1 Гц? На основании изложенных результатов можно предполагать, что над нефтяной залежью сейсмический фон состоит по крайней мере из трех компонент — гауссова шума, негауссовой стохастической или нелинейной хаотической компоненты, а также набора квадратично связанных триплетов. Исследования квадратично связанных триплетов показали, что статистически значимые низкочастотные гармоники проявляются только около нефтяных скважин и отсутствуют около “сухой”. Все это может быть следствием того, что из-за нелинейного взаимодействия с акустическим и/или электромагнитным фоном нефтяная залежь порождает сложную акустическую эмиссию, которая состоит из квадратично связанных гармоник и хаотической компоненты. Частотный диапазон такого рода эмиссии, скорее всего, имеет границу менее 1 Гц, так как после

подавления сигнала ниже этой границы на стадии предобработки влияние хаотической компоненты стабильно растет с уменьшением частоты вплоть до 1 Гц (рис. 5, 6). Чтобы проверить этот факт, можно использовать регистрирующую аппаратуру с нижней частотой регистрации 0.1 Гц. Необходимы специальные измерения с непрерывным контролем шумовой обстановки, т. е. с постоянной дополнительной регистрацией в контрольной точке при проведении работ. Как результат, исчезнет необходимость подавления частот ниже 1 Гц. Если низкочастотная акустическая аномалия над залежью углеводородов ниже 1 Гц, то расширение диапазона исследований в низкочастотную область повысит чувствительность и надежность предложенного метода дистанционной оценки продуктивности нефтяного коллектора.

ВЫВОДЫ

Выявлено, что сейсмическое фоновое волновое поле в районе залежей углеводородов является негауссовым. Разница в особенностях биспектров для нефтенасыщенных и “сухой” скважин позволяет предположить, что фоновое сейсмическое поле содержит три компоненты, соотношение которых зависит от частоты, — гауссов шум, негауссова стохастическая или нелинейная хаотическая компонента, а также набор квадратично связанных триплетов. Интервал информативных частот метода дистанционной оценки продуктивности коллектора совпадает с интервалом отличия параметров статистического распределения амплитуд сейсмического фона от гауссова распределения. Установлено, что информативный диапазон частот можно определить по положению глобального максимума на графике усредненных значений вдоль изолиний и по точкам регистрации элементов матрицы бикогерентности, рассчитанной по ААФТ суррогатным рядам. Границы частотного диапазона определяются точками пересечения графика усредненных значений матриц бикогерентности и прямой, соответствующей оценке смещения среднего для гауссова шума.

Ход аналогичного графика для записи около скважины, в которой наличие нефти не выявлено и которая находится за пределами залежи, полностью отличается от графиков, полученных по записям около скважин с притоком нефти. Такая скважина только одна, поэтому вопрос о том, с чем связано это отличие, является открытым и требует проверки результата на наборе данных с большим числом подобных скважин. Полученные результаты позволяют предположить, что нижний диапазон частот спектральной аномалии над залежью углеводородов простирается ниже 1 Гц. Этот вопрос также требует дополнительного изучения. Возможность расширения диапазона исследований в низкочастотную область повысит чувствительность и надежность предложенного метода дистанционной оценки продуктивности нефтяного коллектора и послужит базой для нефтепоисковых работ на больших глубинах.

Автор выражает благодарность Эрнст-Дитрих (Пауль) Роде, председателю и техническому директору Marmot PM Technologies SA (Швейцария), за предоставление высококачественных полевых данных и геофизической информации.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Арутюнов С. Л., Давыдов В. Ф., Кузнецов О. Л., Графов Б. М., Сиротинский Ю. В. Явление генерации инфразвуковых волн нефтегазовой залежью. Диплом на открытие 109. Оpubл. 25.12.98 // Научные открытия (сб. кратких описаний). — М., СПб.: РАЕН, 1999. — Вып. 1. — 58 с.
2. Графов Б. М., Арутюнов С. Л., Казаринов В. Е., Кузнецов О. Л., Сиротинский Ю. В., Сунцов А. Е. Анализ геоакустического излучения нефтегазовой залежи при использовании технологии АНЧАР // Геофизика. — 1998. — № 5. — С. 24–28.

3. Holzner R., Eschle P., Zurcher H., Lambert M., Graf R., Dangel S., and Meier P. F. Applying micro-tremor analysis to identify hydrocarbon reservoirs, First break, 2005, Vol. 23, No. 5. — P. 41–46.
4. Lambert M.-A., Schmalholz S. M., Saenger E. H., and Steiner B. Low-frequency microtremor anomalies at an oil and gas field in Voitsdorf, Austria, Geophys. Prosp., 2009, Vol. 57. — P. 393–411.
5. Saenger E. H., Schmalholz S. M., Lambert M.-A., Nguyen T. T., Torres A., Metzger S., Habiger R. M., Müller T., Rentsch S., and Méndez-Hernández E. A passive seismic survey over a gas field: Analysis of low-frequency anomalies, Geophysics, 2009, Vol. 74, No. 2. — P. O29–O40.
6. Перспективный метод поиска нефтегазовых залежей. Беседа с академиком А. Ю. Цивадзе // Вестн. РАН. — 2014. — Т. 84. — № 3. — С. 249–252.
7. Rode E. D., Nasr H., and Makhous M. Is the future of seismic passive? First break, 2010, Vol. 28, No. 7. — P. 77–80.
8. Makhous M., Rode E. D. (Paul), and Kaya S. Application of the infrasonic passive differential spectroscopy (IPDS) for hydrocarbon direct detection and reservoir monitoring in fields of the North-Caspian basin: Achievements and challenges, abstracts, Reservoir characterization and simulation conf., Abu Dhabi, UAE, 19–21 October 2009. — 14 p.
9. Чеботарева И. Я., Роде Э. Д., Дмитриевский А. Н. Термодинамический индикатор для дистанционной оценки продуктивности углеводородного коллектора // Докл. РАН. Науки о земле. — 2021. — Т. 500. — № 2. — С. 178–182.
10. Чеботарева И. Я. Дистанционная оценка продуктивности углеводородного коллектора в условиях сильной зашумленности // ФТПРПИ. — 2022. — № 3. — С. 23–34.
11. Чеботарева И. Я., Роде Э. Д. Диссипативная сейсмика для оценки параметров углеводородного коллектора // Физика Земли. — 2023. — № 4. — С. 163–174.
12. Климонтович Ю. Л. Статистическая теория открытых систем. Т. 1. — М.: Янус, 1995. — 624 с.
13. Чеботарева И. Я., Дмитриевский А. Н. Диссипативная сейсмика // Физ. мезомеханика. — 2020. — Т. 23. — № 1. — С. 14–32.
14. Aki K. and Richards P. G. Quantitative seismology, theory and methods, San Francisco, Freeman, 1980. — 700 p.
15. Малахов А. Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. — М.: Сов. радио, 1978. — 374 с.
16. Стратонович Р. Л. Избранные вопросы теории флуктуаций в радиотехнике. — М.: Сов. радио, 1961. — 558 с.
17. Sanaullah M. A review of higher order statistics and spectra in communication systems, Global J. Sci. Front. Res., Phys. Space Sci., 2013, Vol. 13, Issue 4. — P. 31–50.
18. Nikias C. L. and Raghuveer M. R. Bispectrum estimation: A digital signal processing framework, Proc. IEEE, 1987, Vol. 75. — P. 869–891.
19. Zandvoort C. S. and Nolte G. Defining the filter parameters for phase-amplitude coupling from a bispectral point of view, J. Neurosci. Methods, 2021, Vol. 350, No. 2. — 109032.
20. Жегулин Г. В., Зимин А. В. Применение биспектрального вейвлет-анализа для поиска трехволновых взаимодействий в спектре внутренних волн // Морской гидрофиз. журн. — 2021 — Т. 37. — № 2. — С. 147–161.
21. Chokani N. Nonlinear evolution of Mack modes in a hypersonic boundary layer, Phys. Fluids, 2005, Vol. 17. — 014102-1.
22. Elgar S. and Sebert G. Statistics of bicoherence and biphasic, J. Geophys. Res., 1989, Vol. C94. — P. 10993–10998.
23. Theiler J., Eubank S., Longtin A., Galdrikian B., and Farmer J. D. Testing for nonlinearity in times series: the method of surrogate data, Physica D, 1992, Vol. 58. — P. 77–94.

24. **Birkelund Y. and Hanssen A.** Improved bispectrum based tests for Gaussianity and linearity, *Signal Process.*, 2009, Vol. 89, Issue 12. — P. 2537–2546.
25. **Sabay A., Harris L., Bejugama V., and Jaceldo-Siegl K.** Overcoming small data limitations in heart disease prediction by using surrogate data, *SMU Data Science Review*, 2018, Vol. 1, No. 3. — 23 p.
26. **Hirata Y., Shiro M., and Amigó J. M.** Surrogate data preserving all the properties of ordinal patterns up to a certain length, *Entropy (Basel)*, 2019, Vol. 21, No. 7. — 713.
27. **Chavez M. and Cazelles B.** Detecting dynamic spatial correlation patterns with generalized wavelet coherence and non-stationary surrogate data, *Sci. Rep.*, 2019, No. 9. — 7389.
28. **Pires C. A. L. and Hannachi A.** Bispectral analysis of nonlinear interaction, predictability and stochastic modelling with application to ENSO, *Tellus A, Dynamic Meteorology and Oceanography*, 2021, Vol. 73, No. 1. — P. 1–30.
29. **Корнилов М. В., Сысоев И. В.** Влияние выбора структуры модели на работоспособность метода нелинейной причинности по Грейнджеру // *Прикладная нелинейная динамика*. — 2013. — Т. 21. — С. 74–87.

Поступила в редакцию 20/II 2024

После доработки 11/III 2024

Принята к публикации 17/V 2024