

НОВОЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЕ БЕСТРЕНДОВЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ: ПРОВЕРКА НА СЕЙСМОЛОГИЧЕСКИХ ДАННЫХ

Р.Р. Нигматуллин¹, С.А. Имашев²

¹Казанский национальный исследовательский технический университет
им. А.Н. Туполева-КАИ
Российская Федерация, 420111, г. Казань, ул. К. Маркса, 10

²Научная станция Российской академии наук в г. Бишкеке
Бишкек-49, 720049, Кыргызстан

Аннотация. В работе предлагается новый метод представления бестрендовых случайных последовательностей (БТП), основанный на анализе распределения числа пересечений уровня L (или числа нулей функции $y(t) - L$ со сменой знака), где уровень L последовательно изменяется между минимальным и максимальным значениями заданной бестрендовой последовательности. Как оказалось, при более детальном анализе такое представление превращает БТП в некую псевдо-резонансную кривую, которая может быть описана 3-10 параметрами в зависимости от глубины анализа БТП. Такая трансформация позволяет сравнивать различные БТП между собой без привлечения модельных представлений о распределении случайных точек внутри БТП. В сейсмологии центральное место занимает проблема отделения записанных сейсмограмм землетрясений (ЗТ) от взрывов, имеющих в своей природе искусственную или техногенную основу. Метод, предлагаемый в этой работе, основанный на явных физических качественных признаках и с применением более детальных корреляционных методов, позволяет сократить и качественно улучшить набор признаков, используемых для разделения ЗТ от техногенных взрывов (ТВ). Проверка на доступной базе данных позволяет осуществить такое разделение и рекомендовать этот метод для широкого применения.

Ключевые слова: землетрясения (ЗТ); техногенные взрывы (ТВ); сейсмическое событие (СС); продольные (Р) и поперечные (S) волны; распределение корней (РК) бестрендовых последовательностей (БТП); дискриминация сигналов по пространству признаков; внутренние и внешние корреляции; обобщенная функция корреляции Пирсона (ОФКП).

1. Введение и постановка задачи

Различение природных и техногенных (связанных с прямым или косвенным вмешательством человека) сейсмических источников остается одной из ключевых задач, стоящих перед национальными и международными сейсмическими центрами [1, 2]. В частности, задача разделения землетрясений (ЗТ) и техногенных (искусственных) взрывов (ТВ) важна в контексте мониторинга соблюдения договора о всеобъемлющем запрещении ядерных испытаний [3], обеспечения ядерной и промышленной безопасности, фильтрации (разделения сигналов ЗТ от ТВ) в реальном времени при мониторинге сейсмической активности [2]. Несмотря на различные физические механизмы генерации (специфика движения по разлому и различная природа объемных источников ЗТ и ТВ), формы сигналов могут быть схожи, особенно при возникновении и последующей регистрации сейсмического сигнала на малых расстояниях. При этом ТВ могут маскироваться под ЗТ или наоборот (например, в горных районах или при локальных ТВ с глубоким заложением заряда) [4, 5, 6].

В последние десятилетия для классификации ТВ и ЗТ был предложен ряд методов, которые были основаны на таких признаках, как отношение энергий продольных (Р, от

англ. Primary) и поперечных (S, от англ. Secondary) волн (отношение P/S), разница во времени прихода фаз, амплитудные и спектральные характеристики и т. д. [4-6]. Здесь следует подчеркнуть двужначный смысл P и S волн, используемых в сейсмологии. Под P-волной понимается продольная механическая волна сжатия и растяжения, которая распространяется в земной коре с вектором скорости, лежащим в плоскости, образованной амплитудами этой волны. Она регистрируется сейсмодатчиками первой. S-волна приходит с некоторым запаздыванием во времени относительно продольной P-волны. Она является поперечной, так как её вектор скорости перпендикулярен плоскости, в которой локализованы её амплитуды. Поэтому читатель должен понимать, что под этими терминологическими сокращениями кроется двоякая интерпретация: P- первичная продольная волна и S- вторичная поперечная волна. Именно в этом смысле далее по тексту статьи будут использоваться эти термины.

Также, большинство классических методов дискриминации (разделения) ТВ от ЗТ основываются на использовании расширенного набора данных с нескольких сейсмостанций [4, 6], что может приводить к снижению точности классификации, когда анализируются волновые формы с малого количества сейсмических станций (предельный случай, когда имеется детектируемая волновая форма, полученная только с одной регистрирующей аппаратуры). Так, например, в работе [6] указывается, что при использовании данных с более 16 станций достигается точность классификации взрывов более 98%, тогда как доля ложных срабатываний была менее 6.3%. Однако эффективность метода резко снижается, когда количество регистрируемых станций становится менее 4. Таким образом, можно сделать вывод о необходимости расчета признаков, получаемых на основе анализа одиночной волновой формы сейсмического события для увеличения точности классификации ЗТ и ТВ для районов с неплотной локализацией сейсмологических сетей.

В данной работе предлагается безмодельный метод сжатия данных заданной БТП, основанный на распределении числа корней, которое получается при пересечении горизонтальной линии с волновой формой регистрируемого сейсмического события (СС): (иными словами, производится расчет своеобразного "скана" СС). На взгляд авторов, именно это безмодельное распределение содержит в себе основные признаки, которые позволяют отличить ЗТ от ТВ.

2. Данные по волновым формам ЗТ и ТВ

В качестве основного признака, используемого в большинстве классических методов дискриминации ТВ от ЗТ, используется отношение амплитуд или спектров P и S волн [7, 5]. Этот признак учитывает тот факт, что источники СС, приводящие к сдвигу слоев в процессе распространения волн и характерные для ЗТ, концентрируют преимущественно энергию S-волн, тогда как ТВ, в основном, показывает незначительное распределение энергии S-волн. Поперечные волны ТВ могут возникать либо за счёт вторичных источников после взрыва, либо вследствие рассеяния волн в процессе их распространения [6]. Например, в работе [4] было показано, что более 90% природных землетрясений и 80% взрывов могут быть корректно разделены при использовании метода сейсмической дискриминации, основанном на азимутальном распределении отношения амплитуд S/P. Именно признаки, получаемые из анализа участка сейсмограммы, содержащей S-волну, по мнению авторов, могут быть наиболее информативными для задачи классификации ЗТ и ТВ по их волновой форме.

В качестве источника данных использовался открытый набор Pacific Northwest AI-ready Seismic Dataset (PNW-ML) [8], включающий верифицированные трехкомпонентные записи природных землетрясений и техногенных взрывов. Эта база данных широко используется в сейсмологии для обучения и тестирования моделей машинного обучения, включая задачи дискриминации сейсмических событий. Так как ЗТ и ТВ в основном будут различаться характеристиками S-волны (амплитуда, частотный спектр, степень затухания

и временная продолжительность регистрируемого события) [4, 5, 6], то в качестве анализируемого сигнала был выбран участок сейсмограммы от момента вступления S-волны (на основе метки, полученной из метаданных PNW-ML) до конца временной записи этой волновой формы.

3. Описание метода обработки сейсмоданных

На данном этапе метод распределения корней (РК) проверялся на ограниченной выборке – 20 землетрясений и 20 взрывов, случайным образом отобранных из исходного массива данных PNW-ML с сохранением диапазонов магнитуд и глубин. Такая выборка обеспечивает первичную репрезентативность и позволяет провести методологическую проверку предложенного подхода перед его последующим применением к расширенным наборам данных.

Серия последующих рисунков объясняет какие параметры были отобраны для последующего анализа. Возьмем для примера первое землетрясение (ЗТ) и его Z-канал, а также техногенный взрыв (ТВ) с тем же Z-каналом.

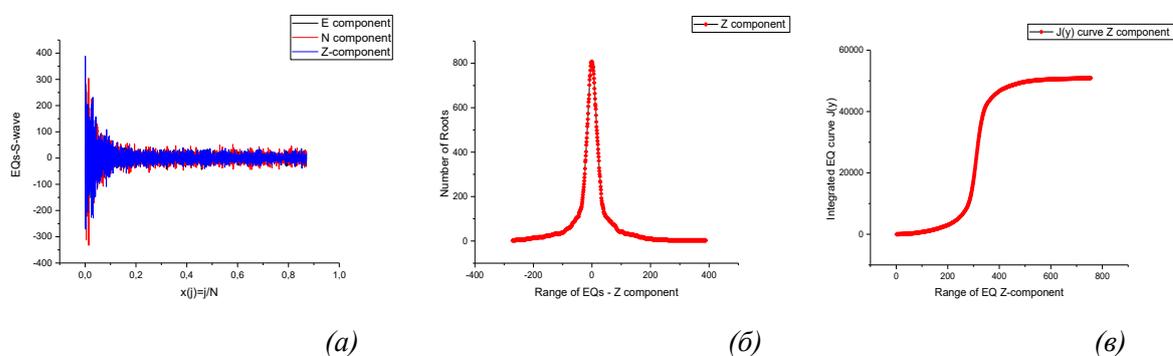


Рис.1. На рисунке (а) слева показаны 3 волны (E, N, Z), которые визуально практически неотличимы друг от друга. На центральном рисунке (б) показано распределение корней для Z-компоненты. По оси OX отложены колебания интенсивности Z-компоненты (примерно от -270, +388), а по оси OY отложено распределение корней от 1 до 807. На правом рисунке (в) показано накопленное распределение интенсивности от всего количества корней, которое получается, как интеграл, вычисленный методом трапеций от псевдо-резонансной кривой, показанной на центральном рисунке

Аналогично можно представить и первый взрыв, показанный на аналогичной серии рисунков ниже.

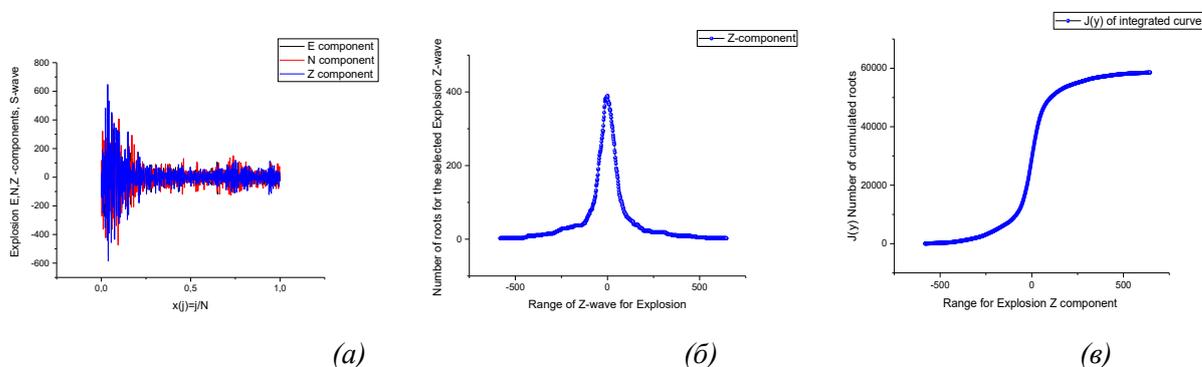


Рис.2. На рисунке (а) слева показаны 3 волны (E, N, Z) от взрыва, которые визуально практически неотличимы друг от друга. На центральном рисунке (б) показано распределение корней для Z-канала. По оси OX отложены колебания интенсивности Z-канала (примерно от -582, до +616), а по оси OY отложено число корней от 1 до 389. На левом

рисунке (в) показано накопленное распределение интенсивности (от полного числа корней), которое получается, как вычисленный интеграл от псевдо-резонансной кривой, показанной на центральном рисунке

Какие независимые друг от друга и предельно упрощенные параметры/признаки (не привлекая никаких модельных предположений) можно взять для анализа этих сейсмических событий? Параметры должны быть: а) независимыми друг от друга; б) не быть привязанными к сейсмическим моделям; в) их число должно быть минимальным, для того чтобы 5-мерное пространство признаков привело к желаемому результату.

Авторы выбрали следующие 5 параметров, смысл каждого из которых объяснен ниже. Любой пытливый читатель может задать себе следующий вопрос: достаточно ли, по мнению авторов, 5-мерное пространство признаков или его следует расширить? Эти пять параметров допускают простую и понятную интерпретацию (см. ниже) и результаты, полученные с их помощью, проверялись на относительно малых выборках (число точек $N < 100$). На больших выборках данных ($N > 100$) возникают ситуации, когда сейсмограммы ЗТ и ТВ становятся близкими друг к другу и тогда становится совершенно очевидным, что размерность пространства признаков должна быть существенно расширена.

Prm₀ = Range(x) - размах сейсмособытия (СС) вдоль оси ОХ (что фактически соответствует интенсивности исходной детектируемой волны вдоль оси ОУ).

Prm₁ = max(y) – максимальное значение величины корня (что фактически соответствует максимальному значению корня вдоль нулевой линии).

Prm₂ = Range(max(y)/2) – размах СС на половине интенсивности. Эта величина количественно характеризует примерную ширину псевдо-резонансной кривой. Чем уже эта кривая, тем слабее её средняя интенсивность на всем протяжении распределения корней и наоборот, с увеличением ширины резонансной кривой СС слабое и подвержено сильному влиянию внешних шумов.

Prm₃ – AUC (y) (area under curve) оценивает суммарный вклад всех корней распределения, который характеризует заданное СС.

Prm₄ – AUC(Jy) – оценивает суммарный вклад всего распределения корней в форме интегральной кривой, показанной на правых (в) рисунках 1 и 2.

Заметим также, что максимум интегральной кривой max(Jy) примерно совпадает с площадью квазирезонансной кривой, задаваемой третьим параметром.

Более глубокое исследование показывает, что ветви псевдо-резонансной кривой, изображенные на центральных рисунках, могут быть описаны с помощью комбинации дробно-степенных функций (обобщенное распределение Парето), но задача этого уже *модельного* исследования выходит за границы этой статьи и поэтому детальное рассмотрение этой проблемы в данной работе опущено. Таким образом, вычисление этих параметров для случайно отобранных 20 ЗТ и того же числа ТВ приводит к паре матриц, каждая из которых имеет $N = (\text{число СС} \times 3 (\text{компоненты})) = 60$ строк и $M = (\text{число признаков}) = 5$ столбцов. Как сравнить эти матрицы в терминах внешних и внутренних корреляций? Один из авторов этой работы (РРН) детально исследовал этот вопрос и предложил для анализа следующие обобщенные формулы для оценки корреляций.

А. Внешние корреляции

$$Ext_Cr(y1_s, y2_s) = \frac{Range(y1_s) + Range(y2_s)}{\max(y1_s, y2_s) - \min(y1_s, y2_s)} \quad (1)$$

Здесь параметр s нумерует число колонок сравниваемых матриц. Нетрудно сообразить, что эта величина лежит в интервале от $(0,2)$. Интервал $(1,2)$ соответствует корреляциям, (частичному пересечению сравниваемых кривых) причем, эта величина равна двум, что соответствует полному совпадению кривых $y_{1s}=y_{2s}$ и $\text{Ext_Corr}(y_{1s},y_{2s}) \approx 1$ при малом пересечении сравниваемых кривых. Интервал $(0,1)$ соответствует случаю, когда сравниваемые кривые нигде *не* пересекаются (внутри прямоугольников их локализации), что характеризует отсутствие внешних корреляций.

Б. Внутренние корреляции, основанные на статистике дробных моментов. В главе 9 книги [9], одним из авторов этой публикации (РРН) было введено определение обобщенной функции корреляции Пирсона (ОФКП) для пары выбранных случайных последовательностей $y_1(j), y_2(j)$ ($j=1,2,\dots,N$) на основе функции обобщенного среднего (ФОС).

$$GPCF_p = \frac{G_p(y_1, y_2)}{\sqrt{G_p(y_1, y_1) \cdot G_p(y_2, y_2)}}, \quad (2)$$

$$G_p(y_1, y_2, \dots, y_k) = \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N |y_{n_1}(j) \cdot y_{n_2}(j) \cdot \dots \cdot y_{n_k}(j)|^{mom_p} \right)^{\frac{1}{mom_p}}$$

Здесь $y_{n_k}(j)$, $k=1,2,\dots,K$, нормированные сравниваемые последовательности, сведенные к интервалу $[0,1]$. Нормированные последовательности $yn(j)$, с $0 < yn(j) < 1$, $j = 1, 2, \dots, N$, определяются как:

$$yn(j) = \begin{cases} \frac{y_j + |y_j|}{\max(y_j + |y_j|)} - \frac{y_j - |y_j|}{\min(y_j - |y_j|)} \\ \frac{y_j - \min(y_j)}{\max(y_j - \min(y_j))} \quad (\text{для положительных } y_j > 0) \end{cases}, \quad (3)$$

где y_j - исходная случайная последовательность, которая может содержать тренд или сравниваться с другой БТП. Минимум ФОС в точке $mom_p = 0$ совпадает с ее геометрическим средним, т.е.

$$GMV_p(|y|)_{mom_p \rightarrow 0} = \exp\left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \ln(|y_j|)\right) = \prod_{j=1}^N |y_j|^{1/N}. \quad (4)$$

В то время как максимум этой функции (равный единице) совпадает с $\max(y)$ нормированной последовательности. В целом ФОС – монотонная и возрастающая функция для всех значений дробных моментов из интервала:

$$mom_p = \exp\left(-r + 2 \frac{p}{P} r\right), \quad e^{-r} \leq mom_p \leq e^r, \quad p = 0, 1, \dots, P. \quad (5)$$

Этот выбранный интервал позволяет практически избежать предельного случая ($r \rightarrow \infty$) и охватить все положительные значения действительных моментов и, следовательно, может считаться оптимальным для осуществления практических расчетов. Обычно для практических целей предельные значения r , приведенные в (5), равные интервалу

($0 \leq p = P (=10-25)$), достаточны для представления всех возможных корреляций, задаваемых функцией (2). Заметим также, что выражение (2), локализованное в интервале $[0,1]$, имеет "универсальное" поведение. При отрицательных значениях аргумента величины момента аргумент tot_p ОФКП стремится к единице, а при положительных значениях tot_p достигает предельного значения L при $p=P$. Величина L , в свою очередь, может принимать три значения: а) $L=1$ соответствует случаю сильных корреляций; б) интервал $M < L < 1$ (M -минимальное значение ОФКП (2)) соответствует случаю промежуточных корреляций; в) случай $L \approx M$ (M - минимальное значение из (2)) соответствует слабым корреляциям.

Заметим также, что слабые (остаточные) корреляции существуют *всегда*, и случай полного отсутствия корреляций между двумя случайными последовательностями можно рассматривать лишь как теоретическое *предположение*. Это предположение может быть реализовано только в тех случаях, когда предварительно сравниваемые случайные последовательности могут быть заранее ортонормированы с помощью известной процедуры Грамма-Шмидта. Такое "универсальное" поведение функции (2) позволяет определить два параметра для оценки величины полной внутренней корреляции

$$CC(1) = \left(\frac{L - M}{1 - M} \right) \cdot M \tag{6}$$

$$CC(2) = L \cdot M, \quad M^2 \leq CF \leq M.$$

Полный коэффициент корреляции (КК) может характеризовать степень внутренних корреляций между парой выбранных случайных последовательностей. Таким образом, для оценки степени внутренних корреляций можно использовать выражения (6), добавив к ним для сравнения известную формулу корреляции Пирсона

$$PCC = \cos(\theta) = \frac{(y_1 \cdot y_2)}{\sqrt{y_1^2} \sqrt{y_2^2}}, \quad (y_1 \cdot y_2) = \sum_{j=1}^N y_1(j) \cdot y_2(j). \tag{7}$$

Каков же результат сравнения этой пары матриц, содержащей 5 параметров для двадцати землетрясений и техногенных взрывов?

Оценка внешних и внутренних корреляций, вычисленных по формулам (1), (6), (7) приведены в таблице.

Таблица. Величины внешних и внутренних корреляций, полученных при сравнении 2-х матриц, имеющих $N=60$ строк (20×3) и $M=5$ столбцов (по количеству признаков)

Параметры	Ext Corr	CC(1)	CC(2)	PCC
Prm0	1.32852	0.00000	0.00672	0.17181
Prm1	1.55048	0.00000	0.43189	0.77244
Prm2	1.16006	0.02108	0.12228	0.35074
Prm3	1.29723	0.00998	0.15833	0.39454
Prm4	1.07830	0.00000	0.00323	0.07968

Примечания к Таблице. Наименьшие значения корреляций по предложенным выше параметрам выделены жирным шрифтом. Наибольшие различия между ЗТ и ТВ по их внутренним корреляциям наблюдаются для параметров **Prm0** и **Prm4**. Наименьшие значения для внешних корреляций (что соответствует наибольшим отличиям между ЗИ и ТВ) соответствуют параметрам **Prm2** и **Prm4**.

Поучительно привести графики соответствующих сравниваемых векторов для минимальных и максимальных значений параметров Prm_1 и Prm_4 .

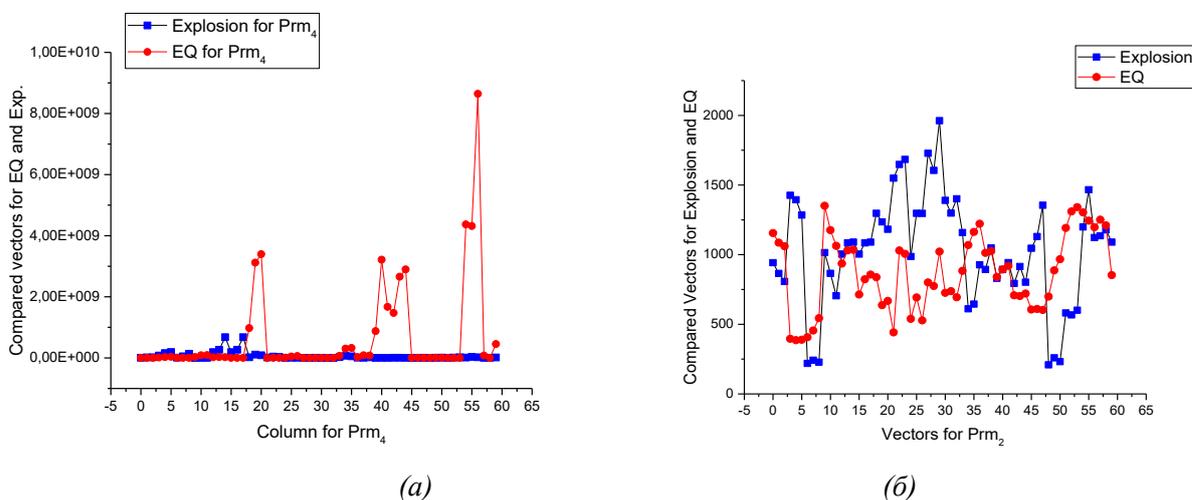


Рис.3. На рисунке (а) слева показаны графики параметра Prm_4 для ЗТ и ТВ. Они показывают, что площади под интегральными кривыми для ЗТ значительно превышают аналогичные значения для ТВ, что качественно представляется очевидным. Именно этот фактор и отделяет ЗТ от ТВ. Для сравнения на рисунке (б) справа приводятся графики для Prm_1 , для которого наблюдаются максимальные корреляции равные 1.5505

Более четкая картина наблюдается для внутренних корреляций. Расчеты по формулам (2), для ОФКП приводят к следующим зависимостям.

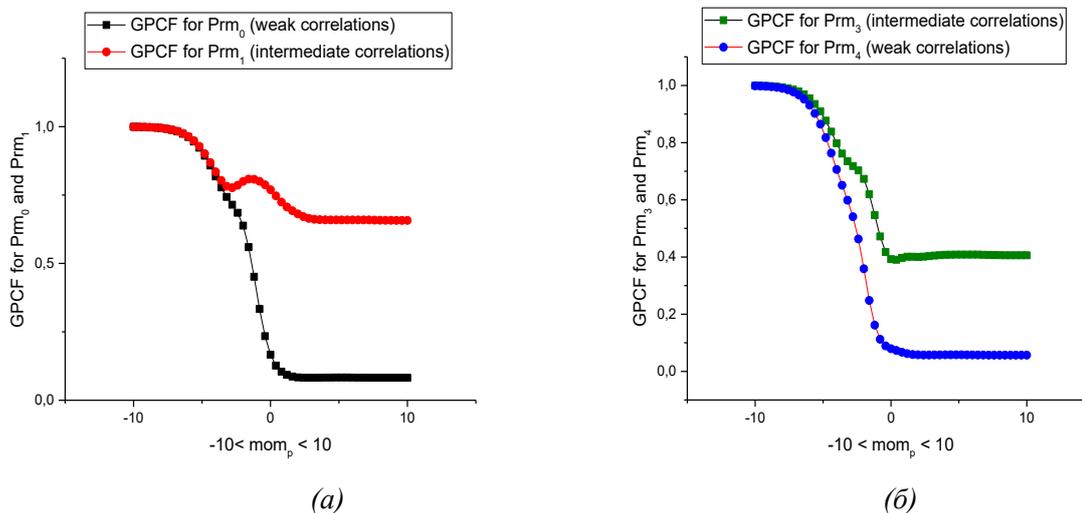


Рис. 4. На левом рисунке (а) показаны графики внутренних корреляций для двух параметров Prm_0 и Prm_1 . Хотя обе функции выходят на плато и параметр $\text{CC}(1)$ из (6) равен нулю, но величина плато для Prm_1 расположена выше и поэтому по параметру $\text{CC}(2)$ величина корреляций выше. Поэтому их следует рассматривать вместе. Аналогичная картина наблюдается на правом рисунке (б). Поэтому именно параметры Prm_0 и Prm_4 приводят к выводу об отсутствии корреляций между этими параметрами по ЗТ и ТВ. Заметим, что коэффициенты РСС по Пирсону приводит к завышенному значению корреляции 0,17181 и 0,08. Такие величины корреляции приемлемы только при величине

момента близкого к нулевому значению и, естественно, величина РСС всегда будет завышенной, так как этот коэффициент не охватывает всего спектра моментов

Аналогичным образом можно расширить размеры массива и рассмотреть достаточно большие наборы данных. Но в этой работе авторы не ставят себе такую задачу. Здесь, в этой работе, основной упор делается на новый метод распределения корней, который, на взгляд авторов, будет иметь широкие границы применимости и для других данных.

4. Результаты

В данной работе для анализа и дискриминации (разделения) ЗТ от ТВ был предложен метод распределения корней, который позволяет преобразовать исходное СС в квазирезонансную кривую. Такое преобразование позволяет проанализировать СС, зарегистрированные только от одной сейсмостанции и предложить минимальное число параметров (порядка 5) для их разделения. Этот метод распределения корней может быть применим для анализа широкого набора БТП различной природы ввиду его универсальности. Авторы, применив метод для малой выборки и получив обнадеживающий результат, предполагают проверить его на большом массиве данных, "скормив" его дереву решений или нейронной сети. Особо следует подчеркнуть тот факт, что наибольшие отличия между ЗТ и ТВ дают внутренние корреляции. Расширение понятия корреляций, показанное одним из авторов в монографии [9], позволяет провести более полный анализ по сравнению с традиционным методом, основанным лишь на оценке коэффициента корреляции по Пирсону. Следует подчеркнуть, что предложенный метод распределения корней не требует предварительного обучения или подбора гиперпараметров, как это принято в большинстве нейросетевых подходов. Он основан на физических и статистических характеристиках самих сигналов, что делает его полностью интерпретируемым и устойчивым при ограниченном объеме данных. В отличие от искусственных нейронных сетей, требующих больших обучающих выборок и вычислительных ресурсов, данный метод обеспечивает сопоставимую дискриминацию ЗТ и ТВ при минимальном числе параметров и может использоваться как самостоятельный или предварительный этап анализа перед применением методов нейросетей, основанных на больших выборках.

5. Обсуждение

В этой работе предлагается новый метод "прочтения" БТП, основанный на получении полного набора корней, получаемых в результате пересечения горизонтальной линии. Эта линия последовательно пересекает исходную БТП от минимального значения $\min(y)$ до её максимального значения $\max(y)$. Такой полный "скан" исходной БТП приводит к распределению корней, которое очень напоминает некую квазирезонансную кривую, показанную на центральных рисунках 1 и 2. В обсуждении отметим также, что для вычисленной квазирезонансной кривой производная в точке экстремума равна бесконечности, что отличает эту кривую от обычных резонансных кривых, где производная имеет конечное значение. Поэтому авторы отметили это отличие с помощью добавления приставки "квази". Ввиду того факта, что подсчет числа корней можно применить к произвольной БТП, этот метод можно считать достаточно общим и обладающим универсальной применимостью.

А как насчет последовательностей, имеющих явный или скрытый тренды? Совершенно очевидно, что в этом случае, вместо одной "резонансной" линии мы получим уже набор линий, который можно рассматривать уже как *спектр* распределения корней. К этому спектру распределения корней, который можно рассматривать как "реплику" от исходного тренда можно применить уже известные методы анализа как Ф-преобразование, вейвлет

анализ и др. Таким образом, в добавление к набору известных методов, можно рассмотреть распределение корней как оригинальный метод анализа случайных сигналов самой различной природы. Чтобы не быть голословными приведем в заключение следующие рисунки.

На рис.1, 2 (а) можно заметить, что три волновые формы E, N, Z практически неотличимы друг от друга. Как сделать эти отличия более явными, выделить их тренды, а затем превратить их в искомые распределения корней? Для этого, вместо расчета площадей с помощью известного метода трапеций, можно рассчитать суммарное распределение углов для каждой кривой с помощью рекуррентной формулы

$$\Phi_j = \Phi_{j-1} + \arctan\left(\frac{y_j - y_{j-1}}{x_j - x_{j-1}}\right), \quad (8)$$

$$j = 0, 1, \dots, N - 1, \Phi_0 = 0.$$

Эта формула оказывается более эффективной и позволяет наряду с выделением нужных трендов получить искомое распределение корней в виде некоторого спектра.

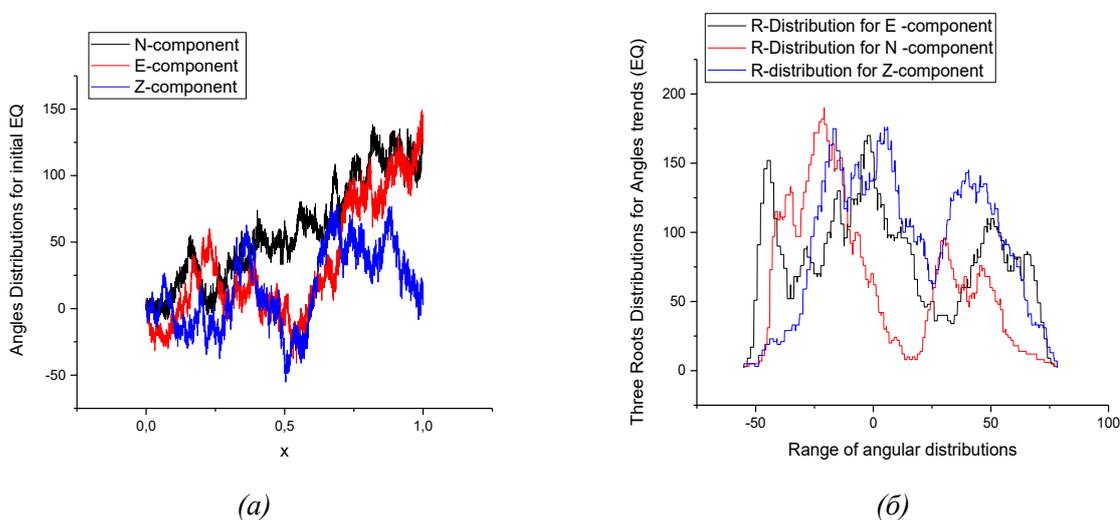
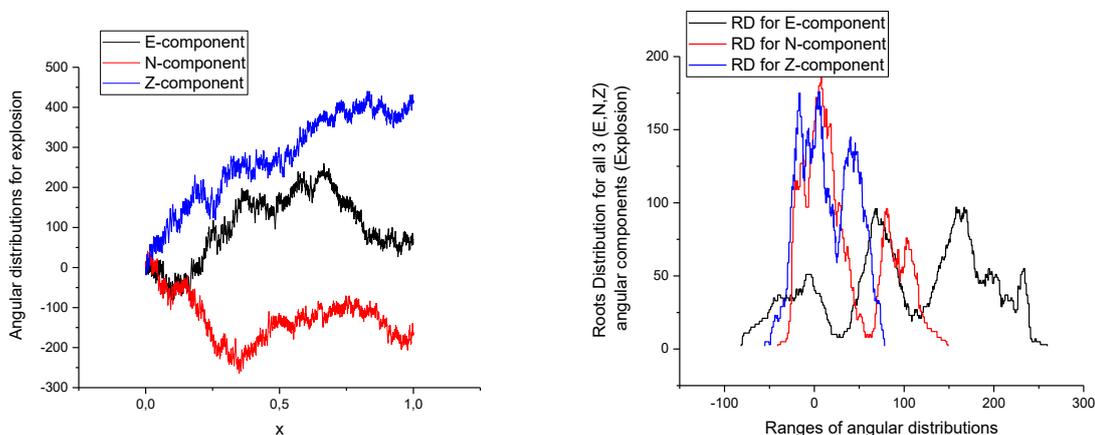


Рис.5. На левом рисунке (а) показаны их угловые распределения, вычисленные по формуле (8) для трех компонент ЗТ, изображенного на рис.1(а). На правом рисунке (б) показаны их спектры распределения корней, выделенные тем же цветом

Совершенно очевидно, что если проделать ту же манипуляцию с техногенными взрывами, то получится совершенно иная картина распределения углов и корней. Рисунок, приведенный внизу, подтверждает этот вывод.



(a)

(б)

Рис.6. На левом рисунке (a) показаны угловые распределения, вычисленные по формуле (8) для 3-х компонент взрыва (E, N, Z), показанных на рис.2 (a). На правом рисунке (б) показаны их спектры распределения корней, выделенные тем же цветом

Даже визуальное сравнение последних рисунков 5 и 6 показывает, что их угловые и, как следствие, корневые распределения различны и поэтому их анализ таит в себе дополнительные возможности для получения дополнительной информации об этих сейсмических явлениях. Скептически настроенный читатель имеет полное право задать авторам следующий вопрос: а как же соотносится с этим распределением корней общеизвестный метод подсчета распределений вероятностей, их интегральных значений и расчета гистограмм? Анализ традиционного метода и метода расчета распределения корней показывает, что метод, предлагаемый авторами, можно рассматривать как *обобщенный* метод расчета соответствующих распределений. В частности, традиционный подсчет гистограмм получается в том случае, когда число корней вырождено или приближенно считается равным на определенном интервале сканирования горизонтального отрезка. В частности, для равномерного распределения точек на всем интервале сканирования, полученная совокупность точек должна примерно соответствовать их прямоугольному распределению. Поэтому авторы в последующих публикациях хотят продемонстрировать заинтересованному читателю его новые возможности, не рассмотренные в этой статье.

Дополнительные материалы

Личный вклад авторов. Концепция — НРР и ИСА; методология — НРР; валидация — ИСА; формальный анализ — ИСА; исследование — НРР и ИСА; ресурсы — ИСА; подготовка данных — ИСА; написание: оригинальный черновик — НРР и ИСА; разделы 1 и 2 — ИСА; остальные разделы - НРР; все авторы прочитали и согласны с опубликованной версией рукописи.

Финансирование. Данная работа входит в перечень исследований (по анализу данных сложных систем), выполненных в рамках приоритета КНИТУ-КАИ-2030. Работа также выполнена в рамках государственного задания Федерального государственного бюджетного учреждения науки Научной станции Российской академии наук в г. Бишкеке по теме: «Изучение геофизических полей и процессов как основы прогноза землетрясений на базе мониторинга и моделирования неупругих процессов в сейсмогенерирующих средах» (тема № 1021052806454-2-1.5.1).

Конфликт интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Литература

1. Richards P.G. A survey of blasting activity in the United States / P.G. Richards, D.A. Anderson, D.W. Simpson // Bull. seism. Soc. Am. – 1992. – Vol. 82, N. 3. – P. 1416–1433.
2. Gulia L., Gasperini P. Contamination of Frequency–Magnitude Slope (b-Value) by Quarry Blasts: An Example for Italy / L. Gulia, P. Gasperini // Seismological Research Letters. – 2021. – Vol. 92, № 6. – P. 3538–3551. DOI: 10.1785/0220210080.
3. Bowers D. Forensic Seismology and the Comprehensive Nuclear-Test-Ban Treaty / D. Bowers, N.D. Selby // Annu. Rev. Earth Planet. Sci. Annual Reviews. – 2009. – Vol. 37, № 1. – P. 209–236. DOI: 10.1146/annurev.earth.36.031207.124143.

4. Hough S.E. Discrimination between Natural Earthquakes and Explosions Based on the Azimuthal Distribution of S/P Amplitude Ratios / S.E. Hough // Bulletin of the Seismological Society of America. – 2017. – Vol. 108, № 1. – P. 218–229. DOI: 10.1785/0120160322.
5. Hong T.-K. Seismic discrimination of the 2009 North Korean nuclear explosion based on regional source spectra / T.-K. Hong // J Seismol. Springer Science and Business Media LLC. – 2013. – Vol. 17, № 2. – P. 753–769. DOI: 10.1007/s10950-012-9352-1.
6. Wang R. Seismic Discrimination of Controlled Explosions and Earthquakes Near Mount St. Helens Using P/S Ratios / R. Wang, B. Schmandt, E. Kiser // JGR Solid Earth. American Geophysical Union (AGU). – 2020. – Vol. 125, № 10. – DOI: 10.1029/2020jb020338.
7. Kim W.-Y. Discrimination of earthquakes and explosions in southern Russia using regional high-frequency three-component data from the IRIS/JSP Caucasus network / W.-Y. Kim, V. Aharonian, A.L. Lerner-Lam, P.G. Richards // Bulletin of the Seismological Society of America. Seismological Society of America (SSA). – 1997. – Vol. 87. – № 3. – P. 569–588.
8. Ni Y. Curated Pacific Northwest AI-ready Seismic Dataset / Y. Ni, A. Hutko, F. Skene, M. Denolle, S. Malone, P. Bodin et al. // Seismica. McGill University Library and Archives. – 2023. – Vol. 2, № 1. – DOI: 10.26443/seismica.v2i1.368.
9. Евдокимов Ю.К., Денисов Е.С. Фрактальная радиоэлектроника. В 2-х томах. Том 2. Глава 9. Распределенные измерительные системы и фрактальная обработка сигналов. М.: Физматлит, 202. – 448 с.

A NEW REPRESENTATION OF TRENDLESS SEQUENCES: TESTED ON SEISMOLOGICAL DATA

R.R. Nigmatullin¹, S.A. Imashev²

¹Kazan National Research Technical University named after A.N. Tupolev-KAI
10, K. Marx St., Kazan, 420111, Russian Federation

²Research Station of the Russian Academy of Sciences in Bishkek
Bishkek-49, 720049, Kyrgyzstan

Abstract. This paper proposes a new method for representing detrended random sequences (DRS) based on an analysis of the distribution of the number of level crossings L (or the number of zeros of the function $y(t) - L$ with a sign change), where the level L sequentially changes between the minimum and maximum values of a given detrended sequence. As it turns out, upon closer analysis, this representation transforms DRS into a pseudo-resonance curve, which can be described by 3-10 parameters, depending on the depth of DRS analysis. This transformation allows for comparison of different DRSs without relying on model representations of the distribution of random points within the DRS. In seismology, the problem of distinguishing recorded earthquake seismograms from explosions of artificial or man-made origin is central. The method proposed in this paper, based on explicit physical qualitative features and using more detailed correlation methods, allows for a reduction and qualitative improvement in the set of features used to distinguish earthquake seismograms from man-made explosions (MEs). Validation against an accessible database enables this distinction to be made and recommends this method for widespread use.

Keywords: Earthquakes (ETs); Man-made Explosions (MEs); Seismic Event (SE); Longitudinal (P) and Shear (S) Waves; Root Distribution (RD) of Detrended Sequences (DTS); Signal Discrimination by Feature Space; Internal and External Correlations; Generalized Pearson Correlation Function (GPCF).

Статья представлена в редакцию 25 сентября 2025 г.