

СИСТЕМА ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛУ НА ФОНІ МІКРОСЕЙСМІЧНОГО ШУМУ**А. А. Лукіянчук**Військовий інститут Київського національного університету імені Тараса Шевченка
вул. Ломоносова, 81, м. Київ, 03189, Україна E-mail: Lukiianchuka@gmail.com

Статтю присвячено проблемі виявлення сигналу на тлі мікросейсмічного шуму. Перш за все, ми виділяємо головні особливості сейсмічного шуму. Приймається модель фону, в якій у досить вузьких смугах можна вважати енергетично цей фон стаціонарним. При оцінці параметрів в геофізичних дослідженнях в загальному, ми стикаємося з таким поданням моделі спостережуваних геофізичних полів, коли спостереження ускладнені адитивною перешкодою (тимчасова і просторова координати, остання в залежності від організації системи спостережень може бути одновимірною (профільні спостереження), двовимірною і тривимірною, або приймати одне єдине значення). Власне модель процесу формування поля визначається двома векторами вільних параметрів. Сама модель є гіпотезою про моделюючий процес, причому поділяються вектори параметрів по тому, як вони входять в модель (лінійно або нелінійно). Ця різниця є вагомою при оцінці вільних параметрів, оскільки вони вимагають різних за складністю процедур. Повністю вирішити задачу означає визначити для обраної моделі два вектора вільних параметрів. Для них оцінюється норма остачі і якщо вона не перевищує встановлений дослідником поріг, то приймається рішення про адекватність гіпотетичної моделі процесу. В результаті було розглянуто дві моделі при $S = 3$ і $S = 4$. В результаті аналізу ми приходимо до висновку, що цілком задовільне узгодження спостережених даних з моделлю дає модель при $S = 3$. Модель при $S = 4$ збільшує узгодження всього на 1%, але при цьому розмірність завдання збільшується істотно: простір оцінюваних параметрів змінюється з 12-и мірного до 16-и мірного. І ми бачимо, що подальше збільшення розмірності моделі в цьому конкретному випадку не має сенсу. Якщо врахувати, що кожен параметр моделі повинен розглядатися, як і привносить в модель шум (це явище в статистиці носить назву «прокляття розмірності»), то для даного випадку модель з 14-ю вільними параметрами є граничною по складності для моделей обраного типу для отриманих в цьому експерименті даних. Методом Монте-Карло, по апріорному розподілу, ми отримуємо точку в 16-вимірному просторі, в околиці якої відшукується локальний екстремум, відшукуємо глобальний, що дає мінімум критерію.

Ключові слова: мікросейсмічний шум, система моніторингу, сейсмоакустичний діапазон, вільні параметри.

СИСТЕМА ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА НА ФОНЕ МИКРОСЕЙСМИЧЕСКОГО ШУМА**А. А. Лукіянчук**Военный институт Киевского национального университета имени Тараса Шевченко,
ул. Ломоносова, 81, г. Киев, 03189, Украина E-mail: Lukiianchuka@gmail.com

Статья посвящена проблеме обнаружения сигнала на фоне микросейсмического шума. Прежде всего, мы выделяем главные особенности сейсмического шума. Принимается модель фона, в которой в достаточно узких полосах можно считать энергетически этот фон стационарным. При оценке параметров в геофизических исследованиях в общем случае, мы сталкиваемся с таким представлением модели наблюдаемых геофизических полей, когда наблюдения осложнены аддитивной помехой (временная и пространственная координаты, последняя в зависимости от организации системы наблюдений может быть одномерной (профильные наблюдения), двумерной и трехмерной, либо принимать одно единственное значение). Собственно модель процесса формирования поля определяется двумя векторами свободных параметров. Сама модель является гипотезой о моделируемом процессе, причём разделяются векторы параметров по тому, как они входят в модель (линейно или нелинейно). Это различие существенно при оценке свободных параметров так как требуют различных по сложности процедур. Полностью решить задачу означает определить для выбранной модели два вектора свободных параметров. Для них оценивается норма невязки и если она не превосходит установленный исследователем порог, то принимается решение об адекватности гипотетической модели процесса. В итоге было рассмотрено две модели при $S=3$ и $S=4$. В результате анализа мы приходим к выводу, что вполне удовлетворительное согласие наблюдаемых данных с моделью дает модель при $S=3$. Модель при $S=4$ увеличивает согласие всего на 1%, но при этом размерность задачи увеличивается существенно: пространство оцениваемых параметров изменяется с 12-и мерного до 16-и мерного. И мы видим, что дальнейшее увеличение размерности модели в этом конкретном случае не имеет смысла. Если учесть, что каждый параметр модели должен рассматриваться, как и привносящий в модель шум (это явление в статистике носит название «проклятие размерности»), то для данного случая модель с 14-ю свободными параметрами является предельной по сложности для моделей выбранного типа для полученных в этом эксперименте данных. Методом Монте-Карло, по априорным распределениям, мы получаем точку в 16-мерном пространстве, в окрестности которой отыскивается локальный экстремум, отыскиваем глобальный, дающий минимум критерію.

Ключевые слова: микросейсмический шум, система мониторинга, сейсмоакустический диапазон, свободные параметры.

АКТУАЛЬНІСТЬ РОБОТИ. З виникненням інструментальної сейсмології, сейсмічному шуму приділяють пильну увагу. Природа сейсмічного шуму носить комплексний характер, тобто складові

шуму мають різну природу і навіть сьогодні немає повної згоди з питань фізичної природи цього шуму.

Метою роботи дослідження статистичних властивостей сейсмічного шуму, як інформацію необ-

хідну для підвищення якості виявлення сигналу. На широкосмугових сейсмічних записах в смузі частот 0,01-10 Герц, яку прийнято називати мікросейсмічною смугою частот, зазвичай переважає мікросейсмічний фон, в той час як сигнали є досить рідкісним явищем [1, 2].

Також, слідом за Мостовим С. В. [2, 3] ми припускаємо, що характерні частоти мікросейсмічного фону зображають структуру Землі, пройшовши шлях від джерела до місця реєстрації. Традиційно реєстрація виконується довго-періодними, середньоперіодними і коротко періодними сейсмометрами, що розбивають мікросейсмічні діапазони на три піддіапазони. Всі типи сейсмометрів мають інструментальний фільтр, що пригнічує сигнали з періодами вище і нижче мікросейсмічних смуг, відповідно. Довго-періодна смуга охоплює діапазон частот 0,01 – 0,1 Герц. Середньоперіодна смуга – це діапазон 0,1 до 0,5 Герц і короткоперіодна смуга охоплює діапазон частот від 0,5 і до 5 Герц. Хоча цей поділ є досить умовним і часто апаратура налаштовується на фрагменти цих діапазонів, саме ці смуги зазвичай використовуються у виявленні та виділенні сейсмічних сигналів. Амплітудні характеристики в зазначених діапазонах істотно змінюються за діапазоном. Наприклад, для коротко-періодного шуму в частотному діапазоні 0,5 - 5 Герц, амплітуда шуму зменшується зі швидкістю приблизно обернено пропорційно кубу частоти [4]. Були розглянуті різні джерела високо-частотних шумів, такі, як вітер, транспортний рух і промислові перешкоди. Глибокий аналіз енергетичної залежності сейсмічного фону від частоти наданий Лебедичем І. Н. [4], енергетично найбільш вираженим є піддіапазон мікросейсмічного фону відповідно до Лебедича І. Н. [4] в смузі частот від 0,5 до 5 Герц. Саме в цій вузькій смузі ми і будемо будувати процедуру виявлення сигналу, тобто ми працюємо в енергетично максимально вираженому піддіапазоні частот мікросейсмічного фону.

МАТЕРІАЛ І РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕНЬ. У цій роботі ми приймаємо модель фону, в якій в досить вузьких смугах можна вважати енергетично цей фон стаціонарним. Нас будуть цікавити циклічна варіація фону в тимчасових інтервалах відсутності промислової активності, що відбиває щоденну діяльність людини [5]. Ми не будемо звертати увагу на інструментальну перешкоду і вважати, що вона не суттєва в порівнянні з рівнями реєстрованих значень фону.

При оцінці параметрів моделі в геофізичних дослідженнях в загальному випадку, ми стикаємося з таким поданням моделі спостережуваних геофізичних полів $y(t, x)$, коли спостереження ускладнені адитивною перешкодою $n(t, x)$ (t - тимчасова, а x - просторова координати, остання в залежності від організації системи спостережень може бути одновимірною (профільні спостереження), двовимірною і тривимірною, або приймати одне єдине значення). Власне модель процесу формування поля $M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)$ визначається двома векторами вільних параметрів моделі \mathbf{h} та \mathbf{a} , а сама модель є гіпотезою дослідника про моделюючий процес, причому ми

поділяємо вектори параметрів по тому як вони входять в модель, \mathbf{h} входить в модель лінійно, а \mathbf{a} - нелінійно. Ця різниця є істотною при оцінці вільних параметрів так як вони вимагають різних за складністю процедур. Отже модель:

$$y(t, x) = M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) + n(t, x). \quad (1)$$

Тут вільними параметрами моделі, що підлягають оцінці, є: вектор параметрів \mathbf{h} , що лінійно входить в модель лінійно входить вектор та \mathbf{a} , $n(t, x)$ – адитивний шум. Розмірності векторів в загальному випадку теж підлягають визначенню. У цьому випадку модель $M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)$ розпадається на лінійну комбінацію з n моделей $h_k M_k(\mathbf{a}, t, x)$, де n розмірність вектора \mathbf{h} приймає вигляд:

$$M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) = \sum_{k=1}^n h_k M_k(\mathbf{a}, t, x) \quad (2)$$

Повністю вирішити задачу означає визначити для обраної моделі $M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)$ два вектора вільних параметрів моделі \mathbf{h} та \mathbf{a} . Для обчислених \mathbf{h} та \mathbf{a} оцінюється норма нев'язки $n(t, x)$. Якщо вона не перевищує встановлений дослідником поріг, то приймається рішення про адекватність гіпотетичної моделі $M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)$ процесу $y(t, x)$. У загальному випадку розмірності цих векторів вільних параметрів моделі також підлягають визначенню. Надалі будемо завжди мати на увазі роздільну процедуру оцінки векторів \mathbf{h} та \mathbf{a} , припускаючи, що \mathbf{h} , може належати лише безлічі H , а \mathbf{a} - множині A . Як шлях вирішення можна запропонувати метод підбору [5], тобто ми шукаємо такі значення векторів параметрів \mathbf{h} та \mathbf{a} , які, для вибраної скалярної величини в гільбертовому просторі, дають мінімальне ухилення моделі $M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)$ від спостережених даних $y(t, x)$. Гільбертовий простір обирається, перш за все, через те, що нев'язка $n(t, x)$ нами розглядається завжди як випадковий процес, для якого задані статистичні характеристики і є можливість обчислення коваріацій, які і є скалярною величиною. Отже, ми приходимо до необхідності вирішення такого завдання: знайти

$$\min_{\substack{\mathbf{h} \in H \\ \mathbf{a} \in A}} \left[(y(t, x) - M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x), y - M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)) \right] \quad (3)$$

де $(n(t, x), n(t, x))$ – квадрат норми шуму в точці x , а \mathcal{E} – квадрат норми апіорі очікуваної нев'язки недосконалої моделі з природним процесом, який моделюється. Величина \mathcal{E} визначається суб'єктивно як відношення дослідника до якості моделі. Такому підходу присвячено багато робіт в минулому [6] він актуальний в геофізиці і в даний час [7]

В (3) ми визначили відношення до оптимальних оцінок параметрів моделі, по-перше як точку в просторі параметрів мінімізує обраний критерій і по-друге оцінка приймається лише в разі, коли значення критерію не перевищує деякий, обраний

апріорі поріг. В іншому випадку модель відкидається.

Оскільки в правій частині критерію стоїть норма шумової складової, то природно виникає шлях вибору скалярної величини. Його потрібно вибрати таким, щоб норма перешкоди була мінімальна. Цією нормою є дисперсія випадкового процесу в точці t .

$$(n(t, x), n(t, x)) = E(n(t, x)n(t, x)) \quad (4)$$

де E – оператор обчислення математичного очікування випадкового процесу з нульовим математичним очікуванням в точці t . Для обраної таким чином скалярної величини мінімум в (3), при фіксованому векторі \mathbf{a} , досягається в точці \mathbf{h} , яка задовольняє рівняння:

$$\frac{\partial (y(t, x) - M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x), y(t, x) - M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x))}{\partial \mathbf{h}} = 0$$

$$\left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial \mathbf{h}}, M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) \right) - \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial \mathbf{h}}, y(t, x) \right) = 0. \quad (5)$$

В (5) під виразом $\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial \mathbf{h}}$ потрібно розуміти вектор стовпець

$$\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial \mathbf{h}} = \begin{Bmatrix} \frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_1} \\ \dots \\ \frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_n} \end{Bmatrix} \quad (6)$$

В результаті ми отримуємо систему рівнянь для визначення вектора \mathbf{h} при фіксованому значенні \mathbf{a} .

$$\begin{Bmatrix} \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_1}, M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) \right) \\ \dots \\ \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_n}, M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) \right) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_1}, y(t, x) \right) \\ \dots \\ \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_n}, y(t, x) \right) \end{Bmatrix} \quad (7)$$

З (7) випливає:

$$\left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_s}, M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x) \right) = \left(\frac{\partial M(\mathbf{h}, \mathbf{a}, t, x)}{\partial h_s}, y(t, x) \right),$$

$$s = \overline{1, n}$$

В окремому випадку, коли модель має вигляд (2), ця система рівнянь набуває вигляду системи лінійних рівнянь щодо вектора \mathbf{h} .

$$\sum_{k=1}^n h_k (M_k(\mathbf{a}, t, x) \cdot M_s(\mathbf{a}, t, x)) = (y(t, x), M_s(\mathbf{a}, t, x)),$$

$$s = \overline{1, n} \quad (8)$$

Обчислений таким чином вектор параметрів \mathbf{h} буде оптимальним (в сенсі обраного критерію) при фіксованому векторі нелінійних параметрів \mathbf{a} . Для отримання безумовно оптимальних оцінок \mathbf{h} та \mathbf{a} необхідно перебором по \mathbf{a} мінімізувати (3). Хоча, звичайно ж, можуть бути застосовані й інші, наприклад градієнтні методи або метод Монте-Карло з використанням спеціальних послідовностей [8]. Така процедура оптимізації має сенс, коли параметрів, які лінійно входять в модель значно більше, ніж нелінійно. І зовсім не може бути застосована, коли всі параметри, що підлягають оцінці, входять в модель нелінійно. Все залежить від характеру нелінійності. У ряді випадків можливий пошук локальних екстремумів в околі заданих векторів значень всіх параметрів і \mathbf{h} та \mathbf{a} , коли для параметрів, що входять нелінійно відшукується лише один корінь, який найбільш близький до заданого значення відповідного параметра.

Такої ситуації, коли існує апріорі набрана статистика, для $n(t, x)$, як правило, ми не маємо. І у виборі скалярної величини дослідник керується евристичними, заснованими на досвіді уявленнями, інтуїцією, на знанні можливого очікуваного результату і знанні типових перешкод. У зв'язку з цим постає питання, чи можуть бути формалізовані евристики, пов'язані з очікуваним характером нев'язки $n(t, x)$, наприклад, високочастотна, низькочастотна и т. д. На наш погляд потрібно використовувати в першому наближенні моделі добре вивчених випадкових процесів.

Як скалярну величину оберемо:

$$(f(t), g(t)) = \iint f(t_1)W(t_1, t_2)g(t_2)dt_1dt_2 \quad (9),$$

де $W(t_1, t_2)$ – позитивно певна функція. Джерелом таких функцій може служити гауссовий розподіл випадкових процесів.

Приклад

$W(t_1, t_2) = W\delta(t_1 - t_2)$ – це білий стаціонарний шум потужністю $1/W$, скалярний добуток (9) набуває вигляду

$$(f(t), g(t)) = W \int f(t_1)\delta(t_1 - t_2)g(t_2)dt_1dt_2 = W \int f(t)g(t)dt. \quad (11).$$

Оптимізовану процедуру оцінки динамічних параметрів об'єкта з характеристиками в області сейсмічного діапазону частот проілюструємо обробкою запису, отриманого при польових спостереженнях [9]. Дані, отримані в пасивному моніторингу на об'єкті, є записами швидкості осциляцій об'єкта в точках з відповідними координатами

$$\mathbf{D} = \{D_{ij}\}, \quad i = \overline{0,2}, \quad j = \overline{0,1518} \quad (12)$$

Вертикальна складова $\mathbf{V} = \mathbf{D}^{(1)}$ де $\mathbf{D}^{(1)}$ - перший стовпець матриці \mathbf{D} , а $\mathbf{H} = \mathbf{D}^{(2)}$, де $\mathbf{D}^{(2)}$ - другий стовпець матриці \mathbf{D} . $\mathbf{T} = \mathbf{D}^{(0)}$ - стовпець з номером 0 – це час.

На рис. 1 представлені фрагменти цих кривих довжиною 9,6 секунди. Для зручності читання малюнка \mathbf{H} складова зміщена вгору на дві одиниці. Час (стовпець $\mathbf{T} = \mathbf{D}^{(0)}$) – відкладається по осі абсцис. У подальших розрахунках використовується аналітичний вираз для \mathbf{V} та \mathbf{H} складових у вигляді кусочно-лінійної або сплайнової інтерполяції в залежності від необхідної точності представлення даних у відповідних процедурах обробки, тобто дані представляються у вигляді аналітичного виразу. Це дає можливість потім апроксимувати дані вектором будь-якої розмірності (як меншої так і більшої первинної, що є істотним в оптимізації процедур обробки).

$$V(t) = \sum_{i \in N} \sum_{k=0}^m v_{ik} t^k, \quad t \in [t_i, t_{i+m+1}];$$

$$\bigcup_i [t_i, t_{i+m+1}] = [0, T] \quad (13)$$

$$H(t) = \sum_{i \in N} \sum_{k=0}^m h_{ik} t^k, \quad t \in [t_i, t_{i+m+1}];$$

$$\bigcup_i [t_i, t_{i+m+1}] = [0, T] \quad (14)$$

де N – кількість компонентів вектора \mathbf{V} або \mathbf{H} , m – ступінь сплайна інтерполяції, T – довжина часового інтервалу.

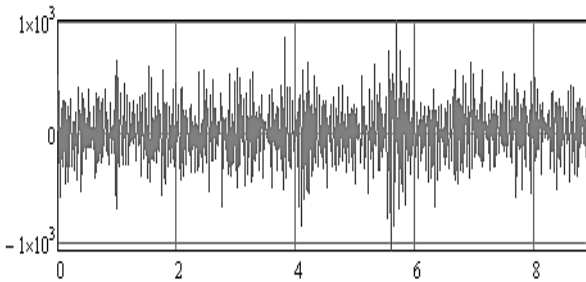


Рисунок 1 – Фрагмент записів польових спостережень

По осі абсцис час в секундах, по осі ординат - амплітуди швидкостей в відносних одиницях (в двох точках реєстрації). Для зручності читання малюнка криві рознесені по осі ординат на дві одиниці.

Фізичні уявлення про природу і характер осциляцій об'єкта і облік багатомодальності його спектра, дозволяють висунути гіпотезу про можливість моделювати його суперпозицією осциляторів з демпфуванням. В цьому випадку відповідь об'єкта на сигнал збудження типу δ -функції в фіксованій точці реєстрації буде:

$$y_k(t) = \sum_{s=1}^S A_{ks} \exp\{-\alpha_{ks} t\} \sin(\omega_{ks} t + \Psi_{ks}) + n_k(t) \quad (15)$$

в останньому виразі k – номер реєстрованої компоненти даних.

Розглядається модель для спостережених даних в польовому експерименті, який полягав в тому, що вимірювався природний фон об'єкта колонного типу в сейсмічному діапазоні частот.

$$\mathbf{y} = \{y_k(t)\}; \quad k = \overline{1, K} \quad (16)$$

Тут k – номер сенсора, який реєструє коливання, K кількість сенсорів, в нашому випадку $K = 2$, ($k = 1$ у вертикальній площині і $k = 2$ горизонтальній площині). $A_{ks}, \alpha_{ks}, \omega_{ks}, \Psi_{ks}$ - вільні параметри моделі, $n_k(t)$ - адитивний шум у вимірах k -го сенсору. S – множина розглянутих однотипних підмоделей, суперпозиція яких моделює процес $y_k(t)$, $s \in S$.

Завдання полягає в оптимальному визначенні вільних параметрів моделі. Критерієм оптимальності вибирається ступінь близькості моделі до спостережених даних в обраній метриці [10]. На рис.1 показані дві компоненти спостережених даних. У метриці L_2 критерій являє собою функціонал для кожної з компонент виду:

$$F_k(\mathbf{\Pi}_k) = \left\| \sum_{s=1}^S A_{ks} \exp\{-\alpha_{ks} t\} \sin(\omega_{ks} (t - \Psi_{ks})) - y_k(t) \right\|_{L_2}; \quad k = \overline{1, K} \quad (17)$$

Тут в матрицю $\mathbf{\Pi}_k$ зведені вільні параметри моделі, яка описує результат вимірювань сенсором з номером k . s -й стовпець в цій матриці - це вектор вільних параметрів $\mathbf{\Pi}_k^{(s)}$ однотипної підмоделі з номером s .

$$\mathbf{\Pi}_k^{(s)} = \begin{Bmatrix} A_{ks} \\ \alpha_{ks} \\ \omega_{ks} \\ \Psi_{ks} \end{Bmatrix}, \quad s = \overline{1, S} \quad (18)$$

Зафіксувавши S зведемо матрицю $\mathbf{\Pi}_k$, розмірністю $4 \times S$, в вектор

$$\mathbf{P}_k = \{P_{k,j}\}; \quad j = \overline{1, 4S},$$

де компоненти вектору \mathbf{P}_k - це вільні параметри моделі; розмірність цього вектора дорівнює $4 \times S$, так що перші 4 елемента вектора – це параметри першої підмоделі, наступні чотири - другої і так далі.

Оптимальне рішення – це точка глобального мінімуму функціоналу (14).

Глобальний екстремум відшукувався на безлічі локальних, які обчислювалися в околі “викинутих” методом Монте-Карло, по апріорному розподілу параметрів.

Ми розглянули дві моделі при $S=3$ і $S=4$ і оцінювали співвідношення моделей зі спостереженими даними в метриках L_1 і L_2 .

ВИСНОВКИ. В результаті аналізу ми приходимо до висновку, що цілком задовільне узгодження спостережених даних з моделлю дає модель при $S=3$. Модель при $S=4$ збільшує узгодження всього на 1%, але при цьому розмірність завдання збільшується істотно: простір оцінюваних параметрів змінюється з 12-и мірного до 16-и мірного. І ми бачимо, що подальше збільшення розмірності моделі в цьому конкретному випадку не має сенсу. Якщо врахувати, що кожен параметр моделі повинен розглядатися як і привносить в модель шум (це явище в статистиці носить назву «прокляття розмірності»), то для даного випадку модель з 14-ма вільними параметрами є граничною по складності для моделей обраного типу для отриманих в цьому експерименті даних.

Для визначення точок екстремуму нашого критерію $F_k(\mathbf{P}_k)$ ми відшукуємо $\min\{F_k(\mathbf{P}_k)\}$; $k = \overline{1, K}$; $\mathbf{P}_k \in \mathcal{A}_k$ на множині \mathcal{A}_k можливих значень \mathbf{P}_k вектор-функцію, що складається з приватних похідних моделі $\partial M(t, \mathbf{P}_k) / \partial P_{k,j} = 0$; $j = \overline{0, 15}$ по кожному параметру $\partial P_{k,j}$. Методом Монте-Карло, по апіорному розподілу, ми отримуємо точку в 16-вимірному просторі, в околиці якої відшукується локальний екстремум, відшукуємо глобальний, що дає мінімум критерію (14).

ЛІТЕРАТУРА

1. Artru J., Ducic V. Ionospheric detection of gravity waves induced by tsunamis. *Geophys. J. Int.* 2005. Pp. 840–848.

2. Mostovoy S., Mostovoy V. Active Monitoring and decision making problem. Sofia. 2005. С. 127–135.

3. Модель активного сейсмического мониторинга. С. В. Мостовой, В. С. Мостовой, А. Е. Осадчук. *Геофизический журнал.* 2005. № 6. С. 132–138.

4. Современные подходы к анализу динамической стабильности природных и техногенных объектов на примере мониторинга монумента колонного типа. И. Н. Лебедич, С. В. Мостовой, В. С. Мостовой. *Геофизический журнал.* 2004. № 8. С. 122–126.

5. Сочетание датчиков: улучшение ситуационной осведомленности. Иностранная печать об экономическом, научно-техническом и военном потенциале государств-участников СНГ и технических средствах его выявления. Серия: «Техническое оснащение спецслужб зарубежных государств». 2013. № 1.

6. The Military and Civil Aviation Passive Radar Market: 2013 – 2023 [Електронний ресурс] – Режим доступу до ресурсу: http://www.researchandmarkets.com/reports/2598562/the_military_and_civil_aviation_passive_radar#pos-0.

7. Plessix R. E. A review of the adjoint-state method for computing the gradient of a functional with geophysical applications. *Plessix. Geophys. J. Int.* 2006. С. 167–495.

8. Forbriger T. Reducing magnetic field induced noise in broad-band seismic recordings. Thomas Forbriger. *Geophys. J. Int.* 2007. № 169. С. 240–258.

9. Addison P. S. The illustrated wavelet transform handbook. 2002. 353 p. (Institute of Physics Publishing, Bristol and Philadelphia).

10. Plessix R. E. A review of the adjoint-state method for computing the gradient of a functional with geophysical applications. *Plessix. Geophys. J. Int.* 2006. № 167. С. 495–503.

SYSTEM OF SIGNAL DETECTION ON THE BACKGROUND OF MICROSEISMIC NOISE

A. Lukiyanchuk

Military Institute of Taras Shevchenko National University of Kyiv

vul. Lomonosov, 81, Kyiv, 03189, Ukraine. E-mail: Lukiianchuka@gmail.com

Purpose. The purpose of the article is to analyze the problem of signal detection against the background of microseismic noise. **Methodology.** During my research the surveys, data analysis, the Monte Carlo method, quantitative methods and mixed methods of research were used. Two models of $S=3$ and $S=4$ were considered. The ratio of models with observational data was evaluated in the metrics L_1 and L_2 . **Findings.** First of all, we highlight the main features of seismic noise. A background model is adopted in which, in rather narrow bands, this background can be considered energetically stationary. While evaluating parameters in geophysical research in the general case, we are faced with such a representation of the model of observed geophysical fields, when observations are complicated by additive noise (temporal and spatial coordinates, the latter, depending on the organization of the observation system, can be one-dimensional (profile observations), two-dimensional and three-dimensional, or take one single value). The actual model of the field formation process is determined by two vectors of free parameters. The model itself is a hypothesis about the modeled process, and the vectors of the parameters are divided according to how they enter the model (linearly or nonlinearly). This difference is significant when evaluating free parameters, since they require procedures of different complexity. **Originality.** We emphasize the statistical properties of seismic noise as the information needed to improve the quality of signal detection, while using data based on our unique investigations. **Practical value.** Completely solving the problem means determining two vectors of free parameters for the selected model. For them, the residual norm is estimated and if it does not exceed the threshold established by the researcher, then a decision is made on the adequacy of the hypothetical model of the process. As a result, two models are considered with $S=3$ and $S=4$. **Conclusions.** As a result of the analysis, we come to the conclusion that the model at $S=3$ gives a completely satisfactory agreement between the observed data and the model. The model for $S=4$ increases the agreement by only 1%, but the dimension of the

problem increases significantly: the space of the estimated parameters changes from 12-dimensional to 16-dimensional. And we see that a further increase in the dimension of the model in this particular case does not make sense. If we take into account that each parameter of the model should be considered, as well as introducing noise into the model (this phenomenon in statistics is called the "curse of dimension"), then for this case the model with 14 free parameters is the ultimate in complexity for models of the selected type for the obtained in this data experiment. Using the Monte Carlo method, based on a priori distributions, we obtain a point in 16-dimensional space, in the vicinity of which a local extremum is sought, we find a global one that gives a minimum to the criterion.

Key words: microseismic noise, monitoring system, seismo-acoustic range, free parameters.

REFERENCES:

1. Artru, J., Ducic, V. (2005), Ionospheric detection of gravity waves induced by tsunamis, *Geophys. J. Int.*, pp. 840–848.
2. Mostovoy, S., Mostovoi, V. (2005), Active Monitoring and decision making problem, *IJ ITA*, № 4 (12), Sofia, pp. 127-135.
3. Mostovoy, S. V., Mostovoy, V. S. Osadchuk, A. E. (2005), Model aktivnogo seismicheskogo monitoringa, *Geofizicheskiy zhurnal*, № 6, pp. 132-138. [in Russian]
4. Lebedich, I. N., Mostovoy, S. V., Mostovoy, V. S. (2004), "Sovremennyye podhody k analizu dinamicheskoy stabilnosti prirodnykh i tehnogennykh ob'ektov na primere monitoringa monumenta kolonnogo tipa" [Modern approaches to the analysis of the dynamic stability of natural and man-made objects on the example of monitoring a column-type monument], *Geofizicheskiy zhurnal* [Geophysical magazine], № 6, pp. 122-126.
5. "Sochetaniye datchikov: uluchsheniye situatsionnoy osvedomlennosti. Inostrannaya pechat' ob ekonomicheskoy, nauchno-tehnicheskoy i voyennom potentsiale gosudarstv-uchastnikov SNG i tekhnicheskikh sredstvakh yego vyyavleniya" (2013) [Combination of sensors: improving situational awareness. Foreign press on the economic, scientific, technical and military potential of the CIS member states and technical means of its identification], *Tekhnicheskoye osnashcheniye spetssluzhb zarubezhnykh gosudarstv* [Technical equipment of foreign intelligence services], №1
6. The Military and Civil Aviation Passive Radar Market: 2013 – 2023 [Electronic resource] – available at: http://www.researchandmarkets.com/reports/2598562/the_military_and_civil_aviation_passive_radar#pos-0.
7. Plessix, R.-E. (2006), A review of the adjoint-state method for computing the gradient of a functional with geophysical applications, *Geophys. J. Int.*, pp. 167-495.
8. Forbriger, T. (2007), Reducing magnetic field induced noise in broad-band seismic recordings, *Geophys. J. Int.*, №169, pp. 240–258.
9. Addison, P. S. (2002), *The illustrated wavelet transform handbook*, Institute of Physics Publishing, Bristol and Philadelphia, 353 p.
10. Plessix, R.-E. (2006), A review of the adjoint-state method for computing the gradient of a functional with geophysical applications, *Geophys. J. Int.*, pp. 495-503.

Стаття надійшла 05.06.2020.