

відносного середнього акустичного коефіцієнта анізотропії A_{μ} , визначеного з власних значень регулярної складової акустичного тензора μ_{ij} з табл. 2.

Анізотропія досліджуваних порід-колекторів обумовлена текстурними особливостями, впорядкованістю структурно-морфологічного парагенезису, який проявляється у смугастості і лінійності, що пов'язана зі сплосчено-лінзовидним розвитком смугастості і сланцюватості, орієнтуванням шарнірів і осьових площин лінійних складок, та зв'язаними з ними орієнтуваннями мінералів за формою і будовою. Ця анізотропія ускладнюється накладеною упорядкованою мікротріщинуватістю, яка викликана сучасним станом гірських порід. Пружна анізотропія відображає історію деформації осадових порід. Досліджувані зразки деформованих осадових порід мають виражену впорядкованість будови, яка призводить до ще більш вираженої анізотропії пружних хвиль. Анізотропія і впорядкованість структурних елементів осадових порід – взаємопов'язані фундаментальні властивості, що відображають деформаційні процеси їх формування і перетворення. В умовах незворотних деформацій є вплив флюїдонасичення проявляється у формі диференціально-пружних ефектів, які обумовлюються як кристалічною будовою, так і типом міжфазового зв'язку, температурою T , тиском P та іншими параметрами. На відміну від магматичних порід [4] для пісковиків більш характерним є наявність дворівневої ієрархії тріщин. Пружна анізотропія відображає історію деформації осадових порід. Досліджувані зразки деформованих осадових порід мають виражену впорядкованість будови, яка призводить до ще більш вираженої анізотропії пружних хвиль. Анізотропія і впорядкованість структурних елементів осадових порід – взаємопов'язані фундаментальні властивості, що відображають деформаційні процеси їх формування і перетворення.

Висновки. Таким чином, розроблена автоматизована система чисельного аналізу і візуалізації даних УЗ вимірювань параметрів анізотропії швидкостей пружних хвиль в породах-колекторах інваріантно-поляризаційним методом може використовуватись для експрес-обробки експериментальних значень фазових швидкостей квазіповздовжніх V_{\parallel} , "швидкої" $V_{\perp 1}$ і "повільної" $V_{\perp 2}$ квазіпоперечних хвиль та щільності ρ порід-колекторів. Розглядаються програмно-алгоритмічні засоби автоматизованої системи чисельного аналізу і візуалізації даних УЗ вимірювань параметрів анізотропії A_d швидкостей пружних хвиль в гірських породах, які забезпечують урахування впливу неоднорідності складу і будови текстур гірських порід та їх упорядкованості. Одержані пружні постійні пісковиків Волино-Подільського регіону, які свідчать про те, що пружна симетрія ромбічна, а не поперечно – ізотропна. Отримані результати мають

УДК 550.3 (519.21)

важливе значення для побудови сейсмічних моделей реальних геологічних середовищ.

На прикладі порід-колекторів показано, що використання методу вимірювань параметрів анізотропії швидкостей пружних хвиль V є доцільним і виправданим для здійснення неруйнівного контролю текстури зцементованих осадових дрібнозернистих пісковиків з точки зору розвитку теорії деформації порід-колекторів, утворення і розповсюдження тріщин, відновлення полів механічних напружень σ_i .

1. Александров К.С., Продайвода Г.Т. Анизотропия упругих свойств минералов и горных пород. – Новосибирск: СО РАН, 2000. – 354с.
2. Астафьев С.В., Шилько Е.В., Ружин В.В., Псахье С.Г. Исследование влияния напряженного состояния на отклик границ раздела блоков в геологических средах при динамических воздействиях // Геология и геофизика. – 2008. – Т. 49, № 1. – С. 67-77.
3. Безродний Д.А., Шабатура О.В., Ляшенко О.В та ін. Акустична емісія в гетерозернистих плагіогранітах при неоднорідному термічному впливі // Вісник КУ. Геологія. – 2007. – Вип. 41. – С. 37-39.
4. Беспалько А.А., Гольд Р.М., Яворович Л.В., Дацко Д.И. Влияние текстурных особенностей образцов алевролита на параметры электромагнитного сигнала при акустическом возбуждении // Физико-технические проблемы разработки полезных ископаемых. – 2002. – №2. – С. 27-31.
5. Вижива С.А. Геофизический мониторинг небезопасных геологических процессов. – К.: Обрії, 2004. – 236 с.
6. Ипатенко С.П., Ипатенко А.С. Новое о физике Земли (Начала геономии). – К.: НЧП "КОРУНД", 2002. – 194 с.
7. Качарян Г.Т., Сливак А.А. Динамика деформирования блочных массивов горных пород. – М., 2003.
8. Кузнецов О.Л., Симкин О.Л., Чилингар Дж. Физические основы вибрационного и акустического воздействий на нефтегазовые пласты. М.: Мир, 2001. – 260 с.
9. Лукієнко О.І. Структурна геологія. – К.: КНТ, 2008. – 350 с.
10. Маслов Б.П., Продайвода Г.Т., Вижива С.А. Новый метод математического моделирования процессов разрушения в литосфере // Геоинформатика. – 2006. – №3. – С. 53-61.
11. Продайвода Г.Т., Вижива С.А., Безродна І.М., Продайвода Т.Г. Геофізичні методи оцінки продуктивності колекторів нафти і газу. – К.: ВПЦ "КУ", 2011. – 367 с.
12. Павлишин В.І., Матковський О.І., Довгий С.О. Генезис мінералів. – К.: ВПЦ "КУ", 2003.
13. Продайвода Г.Т., Вижива С.А., Куликів О.А. Пружні постійні і анізотропія об'ємних пружних хвиль пісковиків // Вісник КУ. Геологія. – 1995. – №13. – С. 38-54.
14. Продайвода Г.Т., Маслов Б.П., Вижива С.А. Акустоупругие эффекты в микротрещиноватой геологической среде // Геофизический журнал. – 2001. – Т. 23, № 5. – С. 92-100.
15. Савич А.И., Колтєв В.И. Изучения напряженного состояния пород сейсмоакустическими методами // Физика Земли. – 1991. – № 9. – С. 60 – 72.
16. Садовский М.А., Болховитинов Л.Г., Гисаренко В.Ф. Деформирование геофизической среды и сейсмический процесс. М.: Наука, 1987. – 100 с.
17. Соболев Г.А., Пономарев А.В. Физика землетрясений и предвестники. М.: Наука, 2003. – 270 с.
18. Толстой М.І., Гасанов Ю.Л., Костенко Н.В. та ін. Петрогеохімія і петрофізика гранітоїдів Українського щита та деякі аспекти їх практичного використання : Довідник-навч. посібник. – К.: ВПЦ "КУ", 2003. – 329 с.
19. Томилині Н.Г., Дамаскинская Е.Е., Павлов П.И. Статистическая кинетика разрушения горных пород и прогноза сейсмических явлений // Физика твердого тела. – 2005. – Том 47, № 5. С. 955-959.
20. Томилині Н.Г., Куксенко В.С. Иерархическая модель разрушения горных пород. Науки о Земле: Физика и механика геоматериалов. М.: Вузовская книга, 2002. – 116 с.
21. Шкуратник В.Л., Вознесенский А.С., Набатов В.В. та ін. Об идентификации генотипов горных пород по их акустоземиссионному отклику на термическое воздействие // Наукові праці УкрНДМІ НАН України. – 2009. – Ч.1, №5. – С. 225-233.
22. Bogomolov L.M., Il'ichev P.V., Novikov V.A. et al. AE response of rocks to electric power action as seismic-electric effect manifestation // Annals of Geophysics. – 2004. – V.47, № 1. – P. 65-72.

Надійшла до редакції 01.09.11

З. Вижива, канд. фіз.-мат. наук, доц.,
В. Демидов, канд. фіз.-мат. наук, А. Вижива, студ.

СТАТИСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ ТА ДВОВИМІРНИХ ПОЛІВ В АЕРОМАГНІТОМЕТРІЇ

Для вирішення проблем кондиційності карт, доповнення даними для досягнення необхідної точності і інших проблем подібного роду в геофізичних задачах, пропонується застосовувати методи статистичного моделювання реалізацій випадкових процесів та багатовимірних випадкових функцій (випадкових полів). Для аналізу даних, їх пропонується розділяти на детерміновану та випадкову складові. Для виділення детермінованої складової пропонується наближення даних кубічними сплайнами. Стаціонарну ж випадкову складову $\xi_k(x)$ пропонується моделювати на основі спектральних розкладів випадкових функцій. Модельний приклад – дані аеромагнітної зйомки.

To solve the problems of conditional maps, adding of data to achieve the necessary precision, and other such problems in geophysics, it is proposed to apply methods of statistical simulation of realizations of random processes and multi-dimensional random functions (random fields). For data analysis, it is proposed to be divided into deterministic and random components. To separate the deterministic component is proposed approximation of data by cubic splines. The stationary random component is $\xi_k(x)$ is proposed to modeling on the basis of spectral expansions of random functions. Model example – aeromagnetic data.

Більшість результатів геофізичних досліджень подається у цифровій формі, точність якої залежить від

різних випадкових впливів (в тому числі від точності вимірювання апаратури). При цьому виникає ряд про-

блем, наприклад, у побудові карт за даними вимірювань, коли їх неможливо отримати із заданою деталістю в деяких ділянках. В таких ситуаціях рекомендується застосовувати методи статистичного моделювання [2 – 4, 5] реалізацій випадкових процесів та багатовимірних випадкових функцій (випадкових полів).

Цей напрямок наукових досліджень розробляється вже відносно давно. За останні десятиріччя такий математичний підхід до вирішення геологічних задач використовували, поряд з іншими дослідниками, вчені Shinozuka M., Jan С.М. [7], Mantoglov A., Wilson John L. [6], Chiles J.P., Delfiner P. [5], а також розглядався у роботах Вижви С.А., Вижви З.О. [2, 3]. При цьому використовувались різні способи побудови моделей геологічних об'єктів. В роботі [1] запропоновано застосовувати метод статистичного моделювання випадкових процесів на основі їх спектрального розкладу, який дає можливість за окремими отриманими значеннями їх реалізацій знайти досконале зображення цих процесів на всьому інтервалі спостережень.

Такий метод використовується як для періодичних, так і для неперіодичних стаціонарних випадкових процесів, які можна періодичним способом продовжити на всю числову пряму.

В цій статті описано побудовану модель та розроблено алгоритм статистичного моделювання реалізацій випадкового процесу, який є об'єктом геофізичних досліджень. При цьому було попередньо визначено на основі статистичного аналізу польових даних вимірю-

вань оцінки їх статистичних характеристик: математичного сподівання та кореляційної функції.

Об'єктом дослідження є дані аеромагнітної зйомки масштабу 1:10 000 в районі Овруцької западини, яка була проведена на протязі 1996 – 2002 років. В загальному плані – це зона зчленування Українського кристалічного щита і Прип'ятської западини. Роботу здійснено по 25 профілям із відстанню між ними – 100 метрів. Всі отримані дані є опрацьованими, тобто, в них внесено необхідні поправки.

Запропоновано застосовувати метод статистичного моделювання випадкових процесів на основі їх спектрального розкладу [2 – 4], який дає можливість за окремими отриманими значеннями їх реалізацій знайти більш детальне зображення цих процесів на всьому інтервалі спостережень.

Проведено аналіз статистичного розподілу двовимірних даних аеромагнітної зйомки з використанням програмного продукту для статистичної обробки випадкових полів GeoR. Діаграма даних аеромагнітної зйомки має наступний вигляд на рис. 1. На основі побудованої гістограми зроблено висновок про те, що щільність розподілу двовимірних даних має наближено логарифмічно-нормальний вигляд. Це дає нам підставу прологарифмувати дані і звести їх до наближено нормально розподілених. Таке перетворення надає нам можливість використати розроблений в [2–4] алгоритм для генерування на комп'ютері реалізацій імітованих даних із залученням послідовностей нормально розподілених випадкових величин.

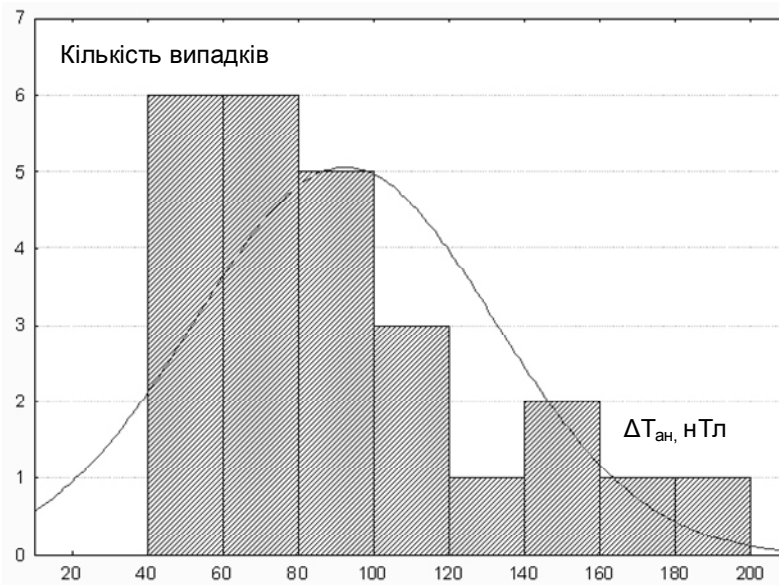


Рис. 1. Діаграма вхідних даних ΔT_{ан} по ПР1

Щоб побудувати модель та алгоритм статистичного моделювання для даних аеромагнітної зйомки, окремо по кожному профілю було попередньо здійснено їх статистичний аналіз.

Для цього, за графіком даних, які спочатку прологарифмовано, виділено стаціонарну випадкову складову $\xi_i(x)$ (так званий "шум" – випадковий процес) і тренд $f_i(x)$ у вигляді детермінованої функції (експоненціально затухаючої косинусоїди або синусоїди). В результаті цього зроблено висновок, що вхідні дані по кожному профілю (рис. 2) є випадковим процесом $\eta_i(x)$ такого вигляду (i – номер профілю, M – кількість профілів):

$$\eta_i(x) = f_i(x) + \xi_i(x), \quad i = 1, 2, \dots, M. \quad (1)$$

Підібрано для тренда $f_i(x)$ оптимальні в середньоквадратичному розумінні параметри a_i, b_i, c_i . Після цьо-

го для даних аеромагнітної зйомки окремо по кожному профілю тренди із формули (1) описуються аналітичними функціями:

$$f_i(x) = a_i e^{-b_i x} \cos(c_i(x - \phi_i)) + p_i, \\ c_i > 0, a_i > 0, b_i > 0, \phi_i > 0$$

Наступний етап роботи полягав у статистичному дослідженні стаціонарної випадкової складової вхідних даних по кожному профілю $\eta_i(x)$ – випадкового процесу $\xi_i(x)$.

Підбір моделі кореляційної функції виділеного шуму $\xi_i(x)$ здійснено за допомогою пакета програм для статистичної обробки випадкових процесів Statistica (розподіл наближено гауссівський).

Емпіричну кореляційну функцію для кожного профіля було наближено теоретичною кореляційною фу-

нкцією $B_i(\rho)$ виду експоненціально затухаючої косинусоїди (рис. 3).

$$B_i(\rho) = d_i e^{-h_i \rho} \cos \omega_i \rho, \quad (2)$$

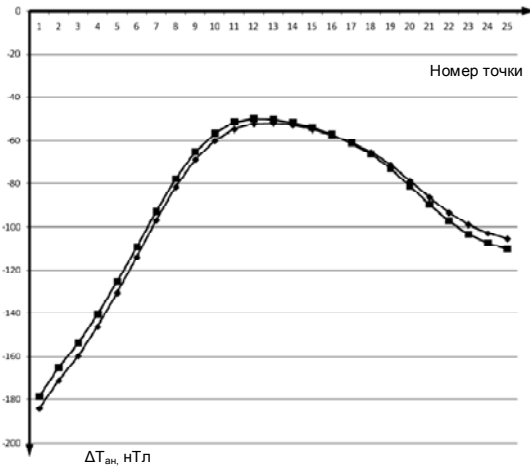


Рис. 2. Вхідні дані $\Delta T_{ан}$ по ПР1

де визначено відповідні оптимальні в середньоквадратичному розумінні значення параметрів h_i , ω_i та $d_i = D_{\xi}^{(i)}$ для даних (для профілю №1 параметри набувають наступних значень: $h_i = 0,1058$, $\omega_i = 0,4045$ та $d_i = D_{\xi}^{(i)} = 0,0059$).

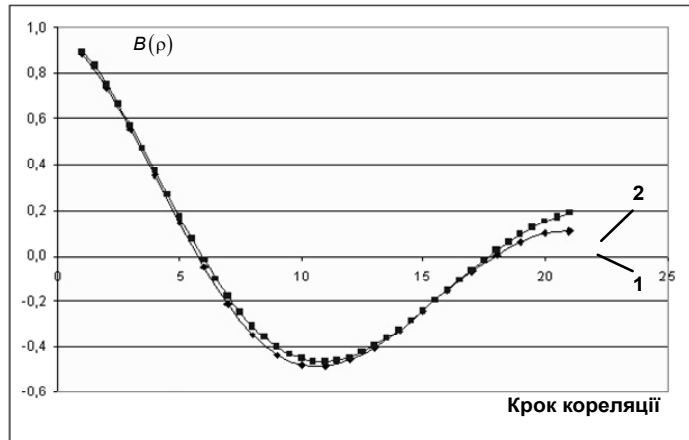


Рис. 3. Кореляційна функція $\Delta T_{ан}$ по ПР1 $B_i(\rho) = d_i e^{-h_i \rho} \cos \omega_i \rho$,
1 – вхідні дані, 2 – вихідні дані (змодельовані)

На основі статистичного аналізу кореляційної функції $B_i(\rho)$ випадкової складової $\xi_i(x)$ вхідних даних побу-

довано **модель** [1] такого випадкового процесу, яка описується формулою:

$$\xi_N^{(i)}(x) = \frac{\sqrt{b_0^{(i)} D_{\xi}^{(i)} \xi_0^{(i)}}}{2} + \sum_{k=1}^N \sqrt{2 b_k^{(i)} D_{\xi}^{(i)}} \left(\xi_k^{(i)} \cos \frac{\pi x}{T} + \eta_k^{(i)} \sin \frac{\pi x}{T} \right), \quad (3)$$

де змінна x належить інтервалу спостереження $[0, T]$, $D_{\xi}^{(i)}$ – дисперсія, а $b_k^{(i)}$ – спектральні коефіцієнти, які відповідають підібраній кореляційній функції (2) та обчислюються за виразом

$$b_k^{(i)} = d_i \frac{e^{-h_i T}}{T} \left\{ \frac{h_i \left[e^{h_i T} - \cos(T \omega_i + k \pi) \right] + \left(\omega_i + \frac{k \pi}{T} \right) \sin(T \omega_i + k \pi)}{h_i^2 + \left(\omega_i + \frac{k \pi}{T} \right)^2} + \frac{h_i \left[e^{h_i T} - \cos(T \omega_i - k \pi) \right] + \left(\omega_i - \frac{k \pi}{T} \right) \sin(T \omega_i - k \pi)}{h_i^2 + \left(\omega_i - \frac{k \pi}{T} \right)^2} \right\},$$

де параметри h_i , ω_i та $d_i = D_{\xi}^{(i)}$ задані в формулі (1).

Було проведено аналітичне дослідження залежності значень спектральних коефіцієнтів $b_1^{(i)}$, $b_2^{(i)}$, $b_3^{(i)}$, ... $b_{10}^{(i)}$ (при $N = 10$) кореляційної функції $B_i(\rho)$ типу експоненціально затухаючої косинусоїди від величини параметра $h_i > 0$. На наступному рисунку (рис. 4) зображено графіки такої залежності, які побудовано засобами пакета програм MathCad.

Із наведеного графічного представлення неважко зробити висновок про достатню швидкість спадання значень спектральних коефіцієнтів із ростом їх номера k та зменшення їх різниці із збільшенням значення параметра h_i , (рис. 4). Такі властивості коефіцієнтів гарантують хорошу до застосування в сформульованому нижче алгоритмі збіжність ряду:

$$\sum_{k=0}^{\infty} b_k^{(i)}.$$

Модель (3) є основою для побудови наступного алгоритму статистичного моделювання реалізацій для стаціонарної випадкової складової $\xi_i(x)$ даних аеромагнітної зйомки окремо по кожному профілю.

Алгоритм:

1. Для заданої точності ε ($\sim 10^{-3}$) визначається відповідне натуральне число N , яке задовольняє таку нерівність [1]:

$$\sum_{k=N}^{\infty} b_k^{(i)} \leq \varepsilon.$$

2. Моделюються послідовності некорельованих гауссівських випадкових величин $\{ \xi_k^{(i)}, k = 0, 1, 2, \dots, N \}$

та $\{ \eta_k^{(i)}, k = 0, 1, 2, \dots, N \}$ з нульовим математичним сподіванням та одиничними дисперсіями.

3. Обчислюється значення реалізації випадкового процесу $\xi_i(x)$ у заданій точці x із інтервалу спостережень за формулою (3), підставляючи в неї знайдену величину числа N та змодельовані послідовності випадкових величин за попереднім пунктом (рис. 5).

4. Знаходиться статистична оцінка для кореляційної функції по отриманій реалізації випадкового процесу $\xi(x)$ допомогою пакета Statistica і порівнюється із заданою кореляційною функцією $B(\rho)$, а також проводиться статистичний аналіз цієї реалізації на адекватність.

При використанні наведеного алгоритму можна згенерувати реалізації для стаціонарної випадкової складової $\xi(x)$ даних аеромагнітної зйомки окремо по кожному профілю, їх необхідно додати за формулою (1) до тренда $f(x)$, що описується формулою (2) і в результаті будемо мати реалізації $\eta(x)$ для даних аеромагнітної

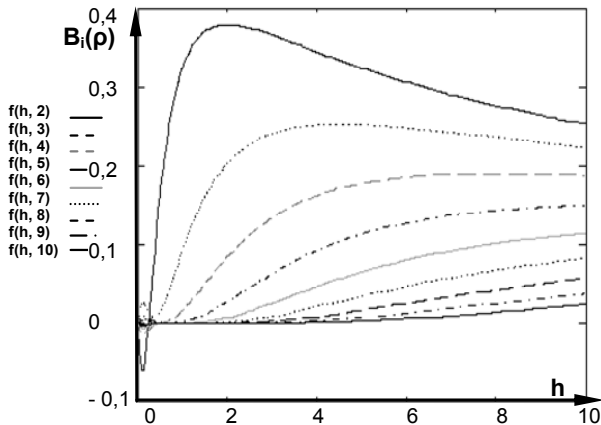


Рис. 4. Графічне відображення залежності спектральних коефіцієнтів $b_k=f(h*k)$ кореляційній функції типу експоненціально затухаючої косинусоїди $B_i(\rho)$ від параметру h

Висновки.

За допомогою методів статистичного моделювання реалізацій випадкових процесів вирішена проблема у генеруванні адекватних даних аеромагнітної зйомки засобами комп'ютера, коли їх неможливо отримати на практиці із заданою деталістю в деяких ділянках. Наведений спосіб моделювання дозволяє із вказаною точністю отримувати значення даних, яких не вистачає, при умові, що результати вимірювань мають властивість стаціонарності, або коли їх можна звести до стаціонарної та детермінованої складових.

Область застосування наведеного алгоритму може бути розширена на класи випадкових процесів з іншим типом розподілу, якщо замість послідовностей гаусівських випадкових величин в моделі (3) розглядати послідовності з відповідним типом розподілу.

зйомки, окремо по кожному профілю у будь-якій точці із інтервалу спостережень (рис. 5).

В результаті накладання змодельованих реалізацій на дані вимірів по профілю отримаємо їх більш детальну реалізацію із достатньою точністю.

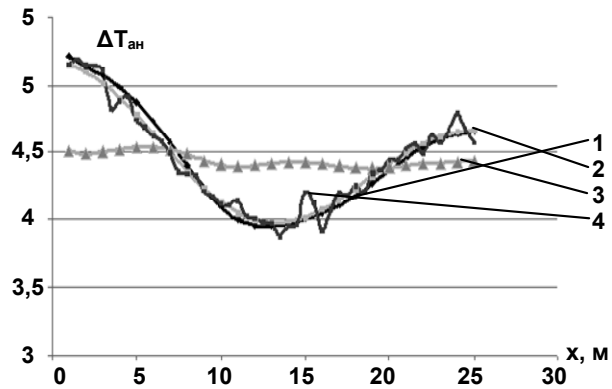


Рис. 5. Графік $\Delta T_{ан}$ по ПР1 (прологорифмований), вхідні дані, тренд, змодельовані дані: 1 – вхідні дані, 2 – тренд, 3 – випадкова складова, 4 – змодельовані дані

1. Вишва З. О. Математичні моделі в природознавстві / З. О. Вишва. – К. : ВГЛ "Обрій", 2007. – 164 с. 2. Вишва С. А. Про один метод статистичного моделювання періодичних стаціонарних випадкових процесів при вирішенні геологічних задач / С.А. Вишва, З.О. Вишва // Вісн. Київ. ун-ту. Сер. Геологія, 2000. – Вип.17. – С. 57–59. 3. Вишва С. А. Про один метод статистичного моделювання періодичних випадкових процесів в геології / С. А. Вишва, З. О. Вишва // Геоінформатика – К. : ТОВ "Карбон-сервіс", 2003. – № 1. – С. 46–52. 4. Вишва С. А. Статистичне моделювання карстово-суфозійних процесів на території потенційно-небезпечних об'єктів / С. А. Вишва, З. О. Вишва, В. К. Демидов // Геоінформатика – К. : ТОВ "Карбон-сервіс", 2004. – № 2. – С. 78–85. 5. Chiles J. P. Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty / J. P. Chiles, P. Delfiner. – N. Y., Toronto : John Wiley & Sons, Inc., 1999. – 695 p. 6. Mantoglou A. Simulation of random fields with turning bands method / A. Mantoglou, L. Wilson John // MIT Ralph M.Parsons Lab. Hydrol. And Water Syst. Rept., 1981. – №264. – 199 p. 7. Shinozuka M, Jan C. M. Digital simulation of random processes and its applications / M. Shinozuka, C. M. Jan // J. Sound and Vibration, 1972. – № 1. – P. 111–128.

Надійшла до редколегії 14.11.11

ПОДІЇ

Д. Божежа, координатор EAGE в Україні

ДІЯЛЬНІСТЬ УКРАЇНСЬКОГО ОСЕРЕДКУ EAGE ЗА ПІДСУМКАМИ 2010 РОКУ ВИЗНАНА НАЙКРАЩОЮ

На щорічній конференції EAGE, яка проходила у Відні з 21 по 26 травня 2011 р., відбулася важлива подія для української наукової геологічної спільноти – активна міжнародна діяльність українських членів місцевого осередку EAGE у Києві була визнана найкращою в 2010 році.

Європейська асоціація геовчених та інженерів, штаб-квартира якої знаходиться у м. Хоутен (Нідерланди), була заснована в 1951 р. не як прибуткова організація, а для розвитку та захисту професійних інтересів своїх членів. За ці роки стало зрозумілим феноменальне значення асоціації у розвитку науки та практики, вже проведено 73 конференції – спочатку європейського масштабу, а на сьогодні й світового. Кількість членів асоціації досягла майже 15 000 із більш ніж 100 країн світу, тобто не лише Європи, а й інших континентів. Кількість членів асоціації стрімко зростає завдяки міжнародним контактам. З 2001 р. почали формуватися місцеві осередки, які створено вже у 13 країнах, головна їх роль – розповсюджен-

ня інформації про асоціацію, залучення місцевих фахівців до участі в усіх заходах асоціації, організація конференцій у своєму регіоні. Серед цих країн – Австрія, Азербайджан, Греція, Німеччина, Угорщина, Сербія, Іран, Лівія, Україна, Польща, Туреччина, Індія, Росія (7 осередків). Збільшення кількості членів асоціації у усьому світі зумовило створення регіональних представництв. У 2006 р. були відкриті офіси в Москві для координації членів EAGE в Росії та країнах СНД і в Дубаї – для членів EAGE з Близького Сходу.

Рада директорів EAGE, для активізації самостійної діяльності місцевих осередків, оголосила конкурс на премію за найактивніший місцевий осередок асоціації. Для участі в конкурсі були запрошені всі місцеві осередки, яких в 2010 р. налічувалося 18. За результатами оцінки діяльності в 2010 р. найкращим був визнаний Український осередок, який очолює президент Микола Якимчук. Друге місце посів Азербайджанський осере-