

1950). Оболонка встановлювалась на горизонтальний стіл установки. Края оболонки були залиті розплавленим воском. Таке закріплення країв оболонки забезпечувало їх жорстке защемлення. Навантаження країв оболонки вісьовим стисненням виконувалось плавно до загальної втрати стійкості. Місцева і загальна втрата стійкості супроводжувалась хлопками. Місцева втрата стійкості супроводжувалась появою декількох вм'ятин, які з ростом навантаження збільшувались; при цьому з'являлись також нові вм'ятини. Місцева втрата стійкості спостерігалась при навантаженні, яке приблизно дорівнювало $0,89 P_{кр}$ ($P_{кр}$ – навантаження, при якому відбулась загальна втрата стійкості). Навантаження оболонки припинялось після того, як починалось різке падіння навантаження, яке сприймала оболонка. Критичне навантаження прийняло значення 1815 кг. Критичне напруження $\sigma = 6,88 \cdot 10^7$ Па. Форма втрати стійкості оболонки після її загальної втрати стійкості наведена на рис. 4 (вигляд внутрішньої порожнини оболонки).



Рис. 4. Форма втрати стійкості оболонки після зняття навантаження

Аналіз одержаних результатів. Порівняння форм втрати стійкості оболонки одержаних на її поверхні після зняття навантаження (рис. 4) з формами коливань,

одержаних на мінімальній власній частоті коливань (рис. 3) свідчить про те, що вони подібні. Виконаний гармонійний аналіз форм втрати стійкості земної кори, які відбиті на її поверхні з використанням атласів океанів і атласу Антарктиди і методики, наведеної в роботі [1]. Встановлено, що в Південній і Північній півкулях чітко видно, що число хвиль втрати стійкості в широтному напрямі $n=3$. Винятком є те, що число хвиль втрати стійкості земної кори поблизу екватора $n=4$. Таке відхилення форм коливань відбулось тому, що поблизу екватора діють найбільші вісьові і крутильні навантаження. В меридіональному напрямі після проведеного гармонійного аналізу встановлено, що $m=2$ (m – число півхвиль). Загальна втрата стійкості літосфери один раз відбулась при великих навантаженнях, що призвело її до розколу на окремі літосферні плити. Внаслідок синхронізації коливань геодинамічних систем відбулись повороти літосферних плит. Повороти твердих оболонок Землі і літосферних плит продовжуються постійно. В роботі [5] одержані результати експериментального моделювання довантаження твердих оболонок Землі вісьовими силами, які виникають від дії динамічних явищ в надрах і на поверхні Землі. Відзначимо, що раніше невраховане додаткове динамічне навантаження призводить до накопичення напружень (деформацій) і до місцевої або до загальної втрати стійкості твердих оболонок Землі. Оскільки картина хвилеутворення на поверхнях оболонок і земної кори при їхньому вісьовому стисненні приблизно однакова, то цей факт може бути використаний як критерій їх подібності.

1. Иорш Ю.И. Виброметрия. – М., 1963. 2. Белоусов В.В. Основы геотектоники. – М., 1989. 3. Белкин Ф.П. Тектоничні процеси в земній корі під гравітаційним впливом Місяця та Сонця. – К., 1962. 4. Ломтадзе В.Д. Инженерная геология. Инженерная геодинамика. – Л., 1976. 5. Сивак В.В. Экспериментальное моделирование динамических явлений, возникающих в твердых оболочках Земли при их осевом сжатии / Геология, геофизика и разработка нефтяных и газовых месторождений. – 2009, №7. – С.55 – 57.

Надійшла до редколегії 15.11.09

ГЕОІНФОРМАТИКА

УДК 550.3 (519.21)

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

СТАТИСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВИПАДКОВИХ ПОЛІВ НА ПЛОЩИНІ СПЛАЙНОВИМИ АПРОКСИМАЦІЯМИ НА ПРИКЛАДІ ДАНИХ АЕРОМАГНІТОМЕТРІЇ)

(Рекомендовано членом редакційної колегії д-ром геол., проф. М.Н. Жуковим)

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). При аналізі даних по профілях їх розділено на детерміновану та випадкову складові. Детерміновану складову даних пропонується наближати кубічними сплайнами, стаціонарну випадкову складову – моделювати на основі спектральних розкладів випадкових полів. Модельний приклад – дані аеромагнітної зйомки в двовірному варіанті.

It is proposed to apply methods of statistical simulation of realizations of random processes and multi-dimensional random functions (random fields), to solve the problems of conditional maps, adding of data to achieve the necessary precision, and other such problems in geophysics. It is divided into deterministic and random components for data analysis. The deterministic component is proposed to approximate by cubic splines and the stationary random component is proposed to modeling on the basis of spectral expansions of random fields. Model example – aeromagnetic data two dimension field.

Вступ. В геофізиці більшість результатів досліджень подається у цифровій формі, точність якої залежить від різних випадкових впливів (в тому числі від похибки вимірювання апаратури). При цьому виникає проблема кондиційності карт у випадку, коли дані неможливо отримати із заданою детальністю в деяких ділянках. В таких ситуаціях для доповнення даними, яких не вистачає, рекомендується застосовувати мето-

ди статистичного моделювання реалізацій випадкових процесів та багатовимірних випадкових функцій (випадкових полів) [1-4]. Ці методи розробляються протягом більше 20 років на механіко-математичному факультеті КНУ імені Тараса Шевченка і були запропоновані, як окремий напрямок для досліджень і як засоби для прикладних аспектів, професором, член-кореспондентом НАН України Ядренком М.Й.

Постановка задачі та методи її вирішення. В представленій роботі 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. Досліджувався повний вектор напруженості магнітного поля Т. Роботу здійснено по 25 профілях із відстанню між ними 100 метрів. В отримані дані внесено всі необхідні поправки.

Статистичний аналіз об'єкта дослідження (рис. 1, а) засобами програми GeoR (пакет програм для статистичного аналізу випадкових функцій та графічних побудов) показав, що для значень $\Delta T_{ан}$ перших 7 профілів та останніх 5 характерна залежність у вигляді кореляційної функції бesselового типу з одними параметрами, а по проміжних 13 профілях – з іншими (рис. 1, б). Тому для чисельного моделювання даних, які доповнюють експериментальні результати з більшою детальністю, окремо потрібно розглядати моделі для першої частини та другої частини профілів

На рис. 1, а та рис. 1, б наведено графіки варіограм $\gamma(\rho)$, які відповідають підібраним моделям кореляційних функцій бesselового типу для випадкового поля експериментальних даних:

$$B(\rho) = \frac{2 J_1(a\rho)}{a\rho}, \quad (a > 0) \quad (1)$$

Для всіх 25 профілів параметр $a \approx 2,5 \cdot 10^3$ (рис. 1, а), а для частини профілів від 7 по 20 параметр $a \approx 3,5 \cdot 10^3$ (рис. 1, б).

Відомо [1], що варіограма $\gamma(\rho)$ пов'язана із кореляційною функцією $B(\rho)$ виразом:

$$\gamma(\rho) = B(0) - B(\rho)$$

Варіограма описує залежність середнього квадрата різниці значень випадкового поля (в загальному випадку – неізотропного) у двох точках від відстані та напрямку між цими точками. Ця функція для ізотропного випадкового поля залежить лише від відстані ρ між точками [6].

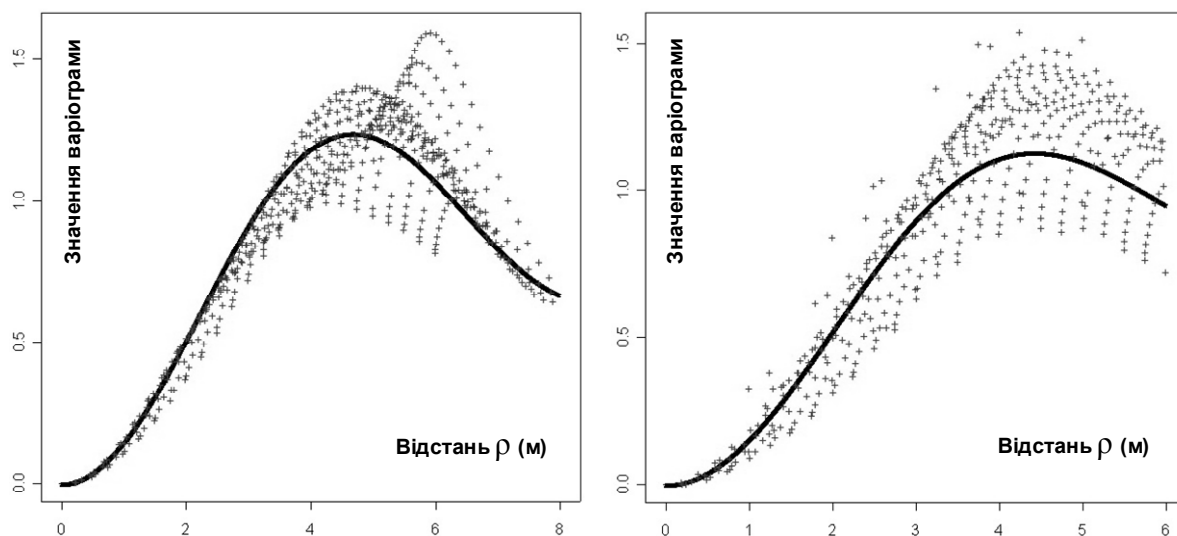


Рис. 1. Варіограма даних $\Delta T_{ан}$, що відповідає кореляційній функції бesselового типу $B(\rho) = \frac{2J_1(a\rho)}{a\rho}$:

а) по ПР1 – ПР25 при $a \approx 2,5 \cdot 10^3$; б) по ПР7 – ПР20 при $a \approx 3,5 \cdot 10^3$

Із наведеного рис. 1 видно, що дані аеромагнітної зйомки візуально можна розділити на частину більшості профілів із кореляційною функцією (1) бesselового типу із значенням параметра $a \approx 3,5 \cdot 10^3$. До цієї частини віднесено профілі починаючи від 7 до 20. Решта (перші 7 та останні 5) профілів описується тією самою кореляційною функцією, але з іншим значенням параметра $a \approx 2,5 \cdot 10^3$. Рис. 1, б містить варіограму 13 профілів більшої частини, які є предметом детального дослідження цієї статті. Другу частину даних рекомендується моделювати за аналогічною схемою, використовуючи інше значення параметра a .

При побудові графіків даних по кожному профілю виявлено, що з них доцільно виділити детерміновану та випадкову складові. Детерміновану функцію можна підбирати різними способами. Один із методів визначення її аналітичного вигляду (тренд $f_i(x)$ у вигляді функції – експоненціально згасаючої косинусоїди або синусоїди) розглядався в роботі [4]. Але існує більш точний спосіб виділення детермінованої складової – наближення даних кубічними сплайнами. Різниця між сплайновою ап-

роксимацією даних із пропусками (наприклад, через один) по кожному профілю та сплайновою кривою для всіх точок є випадковим процесом, причому для більшості профілів – стаціонарним.

За графіками даних кожного профілю виділено стаціонарну випадкову складову $\xi_i(x)$ ("шум" – випадковий процес) і тренд $f_i(x)$ у вигляді детермінованої функції – сплайна, а вхідні дані по профілю є випадковим процесом $\eta_i(x)$:

$$\eta(x) = f(x) + \xi(x), \quad i = 7, 8, \dots, 20$$

На рис. 2 суцільною лінією нанесено сплайнову апроксимацію $S_i^{(1)}(x)$, побудовану засобами пакета програм MathCad, для даних ПР1, які беруться без пропусків. Для такого сплайну було визначено параметри, відповідні даним. Вони задають на кожному профілі тренд $f_i(x)$. Великим штрих-пунктиром зображено графік сплайнової апроксимації $S_i^{(2)}(x)$ даних першого профілю із пропусками через одну точку спостереження

(тобто, для 50 точок із 100). Шум отримали, обчислюючи наступні різниці

$$\xi(x) = S(x) - S(x), i = 7, 8, \dots, 20$$

Із спостережень (значень) шуму $\xi_i(x)$ по всіх 13 профілях було утворено двовимірний масив, який представляє однорідне та ізотропне випадкове поле $\xi(r, \varphi)$ на площині (r та φ – полярні координати точки x) із нульовим математичним сподіванням. До полів із такими властивостями можна застосувати метод статистичного моделювання випадкових полів на основі їх спектральних розкладів [4], який дає можливість за окремими значеннями їх реалізацій знайти досконале зображення полів на всій області спостережень. Тобто, згенерувавши додатково дані шуму в точках, в яких не

було проведено геомагнітних вимірювань, наприклад, із подвійною точністю з інтервалом через 50, а не 100 метрів, ми можемо накласти ці дані на сплайнову криву тренда $S_i^{(1)}(x)$ і для кожного профіля отримати більш детальну реалізацію даних аеромагнітної зйомки. Цей метод відрізняється від традиційних, які використовують в якості точки між відомими вузлами вимірювання усереднене значення сусідніх вузлів, тим, що враховується інформація про кореляційний зв'язок точок даних та про їх статистичний розподіл. Використання наведеного методу дає можливість доповнювати дані у тій частині області дослідження, де їх не вистачає, із урахуванням їх статистичної природи.

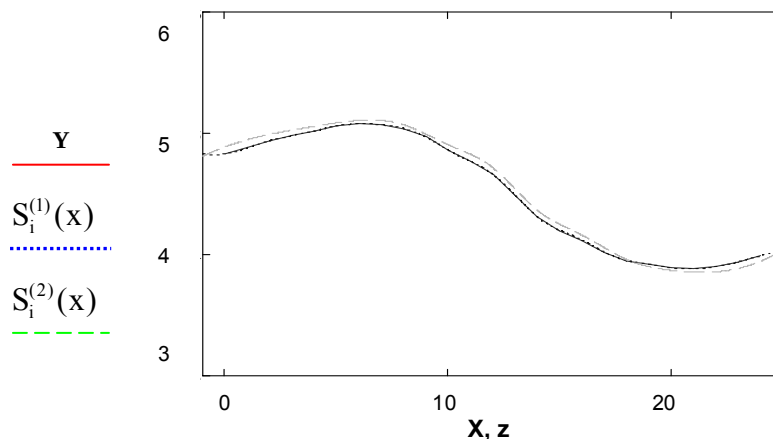


Рис. 2. Прологарифмовані вхідні дані та сплайн ΔT_{an} по ПР1

На основі побудованої гістограми для даних зроблено висновок про те, що щільність їх розподілу має наближено логарифмічно-нормальний вигляд (рис. 3, а). Це дає нам можливість прологарифмувати дані і звести їх до наближено нормально розподілених (рис. 3, б).

Таке перетворення дозволяє використати розроблений в [2-4] алгоритм для генерування на комп'ютері реалізацій імітованих даних із залученням згенерованих

них послідовностей нормально розподілених випадкових величин.

За допомогою програми GeoR емпіричну кореляційну функцію випадкового поля $\xi(r, \varphi)$, що досліджується, було наближено теоретичною кореляційною функцією $B(\rho)$ Бесселевого типу (1), де визначено відповідне оптимальне в середньоквадратичному розумінні значення параметра a ($a=3,5 \cdot 10^{-5}$).

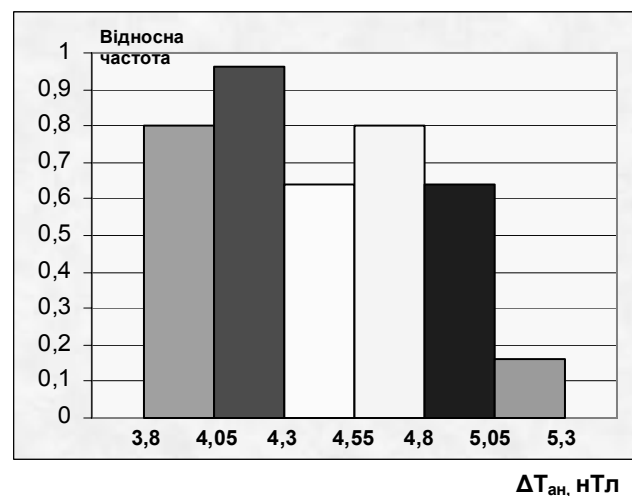
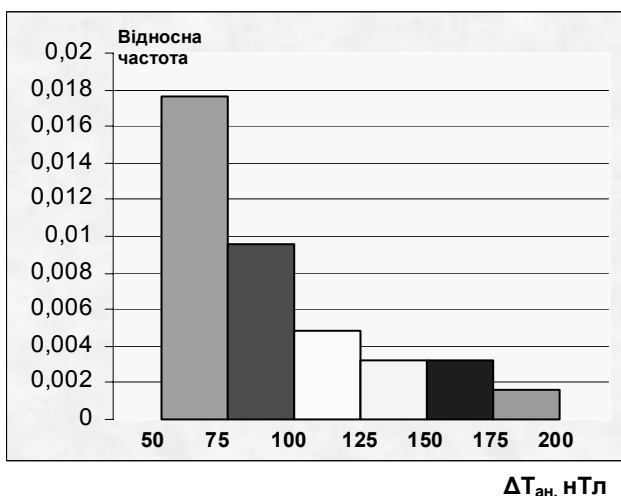


Рис. 3. Гістограма даних ΔT_{an} по ПР1: а) вхідних даних; б) прологарифмованих даних

На рис. 4 відображено графік відповідної підібраній кореляційній функції варіограми виділеного шуму (рис. 4,

а) та варіограми змодельованого шуму (рис. 4, б).

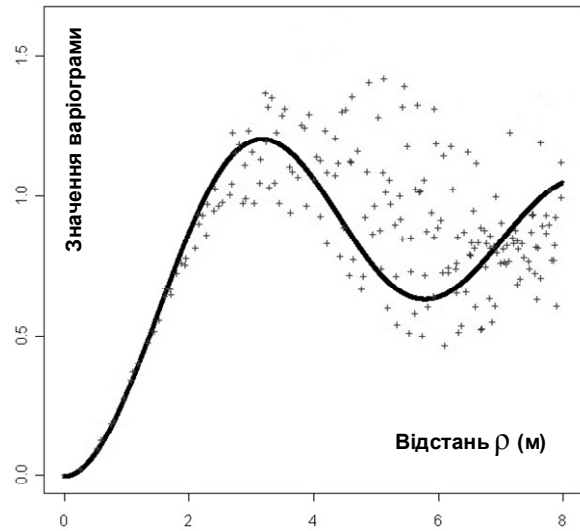
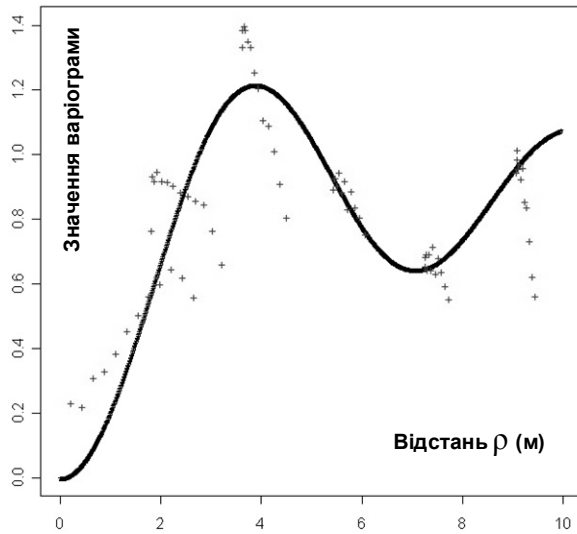


Рис. 4. Варіограма даних $\Delta T_{ан}$ по ПР7-ПР20, що відповідає кореляційній функції бesselевого типу $B(\rho) = \frac{2J_1(a\rho)}{a\rho}$, ($a \approx 3,25 \cdot 10^5$): а) випадкової складової; б) змодельованого шуму

Модель випадкового поля $\xi(r, \varphi)$ на площині із такою кореляційною функцією описується наступною формулою:

$$\xi_N(r, \varphi) = \sum_{k=0}^N \sqrt{v_k} b_k(r) [\zeta_k(r) \cos k\varphi + \eta_k(r) \sin k\varphi] \quad (3)$$

де:

$$v_k = \begin{cases} 1, & k=0; \\ 2, & k>0, \end{cases}$$

– r та φ ($r \in \mathbb{R}_+$, $\varphi \in [0, 2\pi]$) – полярні координати точки x на площині (належать області спостереження), причому, відстань ρ між точками площини

$x_1 = (r_1, \varphi_1)$ та $x_2 = (r_2, \varphi_2)$ буде рівною

$$\rho = \sqrt{r_1^2 + r_2^2 - 2r_1 r_2 \cos(\varphi_1 - \varphi_2)},$$

– N – деяке натуральне число (кількість доданків в моделі), значення якого визначається в залежності від заданого як заздалегідь малого числа ε (точності апроксимації) за допомогою нерівності із роботи [2], яка є оцінкою наближення випадкового поля $\xi(r, \varphi)$ частковими сумами $\xi_N(r, \varphi)$ в середньому квадратичному;

– $b_k(r)$, ($k=0, 1, 2, \dots, N$) – **спектральні коефіцієнти**, які відповідають підібраній кореляційній функції (2), і мають наступний вигляд:

$$b_k(r) = 2 [J_k^2(ar) - J_{k+1}(ar) J_{k-1}(ar)] \quad (k=1, 2, \dots, N) \quad (4)$$

– $J_k(x)$ – функція Бесселя першого роду порядку k , параметр a має те саме значення, що і кореляційна функція ($a \approx 3,5 \cdot 10^5$).

Процедура чисельного моделювання реалізацій поля шуму за наведеною вище моделлю (3) проводилась за допомогою програми **Spectr 2.1**, описаної в роботі [3].

При цьому значення числа N для побудованої моделі визначається за допомогою нерівності, яка є оцін-

кою наближення випадкового поля $\xi(r, \varphi)$ частковими сумами $\xi_N(r, \varphi)$ в середньому квадратичному. Таке N має відповідати наперед заданому як заздалегідь малому числу ε (точності наближення). Згадана нерівність отримана в роботі [2] і має наступний вигляд:

$$M [\xi(r, \varphi) - \xi_N(r, \varphi)]^2 \leq \frac{1}{\pi N} \left(\frac{1}{2} r \mu_1 + r^2 \mu_2 \right),$$

$$\text{де} \quad \mu_k = \int_0^\infty \lambda^k d\Phi(\lambda).$$

На основі моделі (3) та оцінки (5) було побудовано алгоритм статистичного моделювання гауссівського однорідного ізотропного випадкового поля $\xi(r, \varphi)$ на площині, яке задається своїми статистичними характеристиками: математичним сподіванням та кореляційною функцією $B(\rho)$ бesselевого типу (1).

Алгоритм.

1. Обчислюється значення числа $N=30$, відповідно наперед заданій точності ε ($\varepsilon=10^{-5}$), за допомогою нерівності (5):

$$\frac{1}{\pi N} \left(\frac{1}{2} r \mu_1 + r^2 \mu_2 \right) \leq \varepsilon \quad (6)$$

де r – радіус точки площини, в якій генерується реалізація випадкового поля $\xi(r, \varphi)$

2. Обчислюються спектральні коефіцієнти $b_k(r)$ ($k=0, 1, 2, \dots$) за формулою (4) для кореляційної функції (3).

3. Моделюються набори незалежних стандартних гауссівських випадкових величин $\{\zeta_k(r), k=0, 1, 2, \dots, N\}$ та $\{\eta_k(r), k=0, 1, 2, \dots, N\}$.

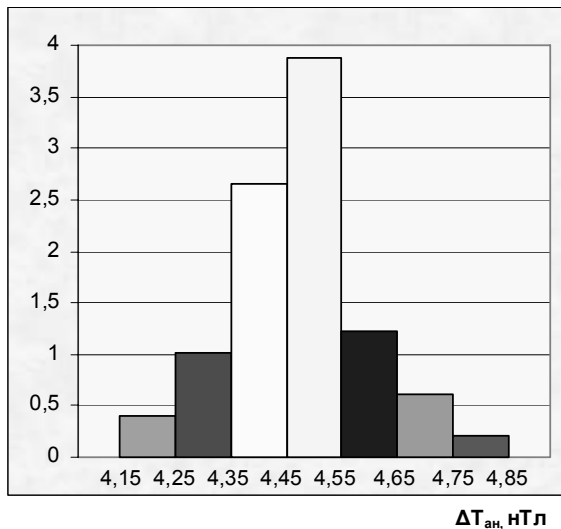
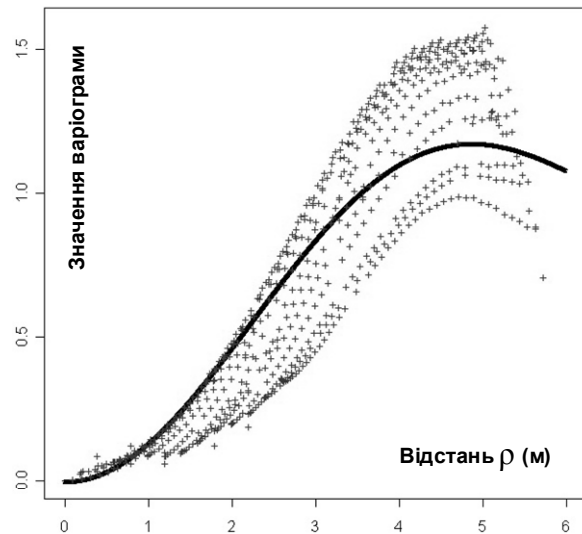
4. Обчислюються значення реалізації у вигляді суми (3) при підстановці в неї знайдених за попередніми пунктами величин.

5. Знаходиться статистична оцінка для кореляційної функції по отриманій реалізації випадкового поля

$\xi(r, \varphi)$ за допомогою програм **S-Plus**, **GeoR** і порівнюється із заданою кореляційною функцією $B(\rho)$, а також

проводиться статистичний аналіз цієї реалізації на адекватність (рис. 5, 6).

Відносна частота

Рис. 5. Гістограма прологорифмованих змодельованих даних $\Delta T_{ан}$ по ПР1Рис. 6. Варіограма масиву змодельованих та вхідних даних $\Delta T_{ан}$ по ПР7-ПР20, що відповідає кореляційній функції бesselового типу $B(\rho) = \frac{2J_1(a\rho)}{a\rho}$, ($a \approx 3,25 \cdot 10^5$)

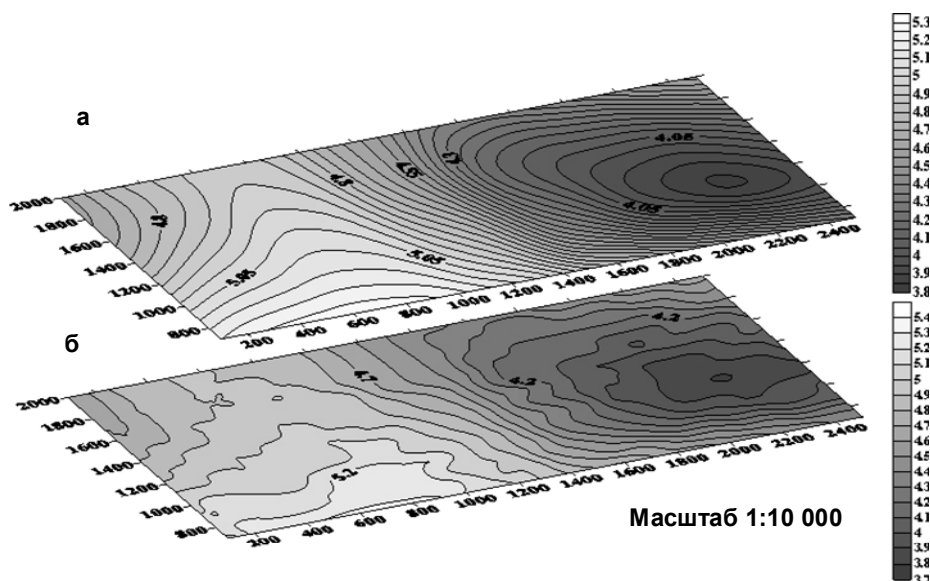
Слід відзначити, що наведений алгоритм можна застосувати і до випадкових полів з іншим типом розподілу. Тоді випадкові величини $\{\zeta_k(r), k=0, 1, 2, \dots, N\}$ та $\{\eta_k(r), k=0, 1, 2, \dots, N\}$ мають бути розподілені за відповідним законом.

За наведеним алгоритмом була отримана реалізація шуму на області дослідження із подвоєною деталістю (200 точок) по кожному профілю (13 профілів). При перевірці її на адекватність зроблено висновки, що відповідна гістограма шуму (рис. 5а) має гауссієвський розподіл. Побудована варіограма цієї реалізації має найкраще наближення теоретичною варіограмою, яка пов'язана із кореляційною функцією бesselового типу

(1) із параметром $a \approx 3,25 \cdot 10^5$, (рис. 4, б). Це підтверджує адекватність змодельованої реалізації.

Варіограма масиву змодельованих та вхідних даних $\Delta T_{ан}$ по ПР7-ПР20, що відповідає кореляційній функції бesselового типу (1) при значенні параметра $a \approx 3,25 \cdot 10^5$ наведена на рис. 6.

Завершальним етапом роботи було накладення масиву шуму на сплайнову апроксимацію реальних даних. В результаті цього отримано більш детальну реалізацію для даних геомагнітних спостережень у виділеній області. На рис. 7 наведено карти, які побудовано до чисельного моделювання та після доповнення масиву даних із подвоєною деталістю.

Рис. 7. Карта магнітного поля $\Delta T_{ан}$ (ПР7-ПР20): а) загальна; б) змодельованого магнітного поля

Висновок. Метод статистичного моделювання реалізацій випадкових полів дає можливість доповнити із заданою деталісттю даними результати вимірювань повного вектора напруженості магнітного поля. Він може також застосовуватись для виявлення аномальних областей. При вивченні геомагнітних даних такі ділянки можна точніше виділити, якщо порівнювати реальні відхилення від ідеального змодельованого випадкового геомагнітного поля із властивостями однорідності та ізотропності.

1. Chiles J.P., Delfiner P. Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty. John Wiley & Sons, Inc. New York, Toronto, -1999. 2. Grikh Z., Yadrenko M., Yadrenko O., About Approximation and Statistical Simulation of Isotropic Fields // Random Operators and Stochastic Equations, 1993, Vol. 1, No. 1, pp. 37-45. 3. Вижва С.А., Вижва З.О., Демидов В.К. Статистичне моделювання карстово-суфозійних процесів на території потенційно небезпечних об'єктів // Геоінформатика. – 2004. – №2. – С.78-85. 4. Вижва З.О. Математичні моделі в природознавстві. Розділ: Статистичне моделювання випадкових процесів та полів у науках про Землю. Навч. посіб. з дисципліни "Математичні моделі в природознавстві" для студентів мех.-мат. ф.-ту/ К., 2007.

Надійшла до редколегії 21.12.09

УДК 556.314:004.9(477-25)

О. Кошляков, канд. геол.-мінералог. наук, Т. Кошлякова, асп.

ГЕОІНФОРМАЦІЙНА БАЗА ДАНИХ ХІМІЧНОГО СКЛАДУ ПИТНИХ ПІДЗЕМНИХ ВОД ДЛЯ ТЕРИТОРІЇ М. КИЄВА

(Рекомендовано членом редакційної колегії д-ром геол. наук, проф. С.А. Вижвою)

Пропонується модель геоінформаційної бази даних хімічного складу підземних вод, що використовуються для питного водопостачання у Києві. Розроблена структура атрибутивної таблиці, котра містить показники хімічного складу, а також бактеріологічної якості води. Передбачається, що до таблиці будуть занесені існуючі дані за період з кінця XIX століття до теперішнього часу. Це дозволить оперативно оцінювати просторово-часові зміни якості води у відповідності до чинних в Україні гігієнічних та екологічних вимог (Національний стандарт України ДСТУ 4808:2007).

Geoinformation database model of chemical composition for underground water used as potable water source of Kyiv is proposed. Structure of attributive table, contains chemical composition quantities and bacteriological quality measures, is developed. The table will contain available data from the end of XIX century to the present. It allows to make the efficient estimation of water quality spatio-temporal changes as provided by active in Ukraine hygienic and ecological charges (The national standard of Ukraine 4808:2007).

Постановка проблеми. Вивчення компонентного складу підземних вод, що використовуються для водопостачання, є актуальним завданням для спеціалістів гідрогеологів, екологів, а також медиків. Використання напірних підземних вод для питного водопостачання на території такого великого мегаполісу, як місто Київ, не має аналогів в Україні. У Києві функціонує близько 170 бюветних комплексів, якість води яких постійно контролюється, тобто здійснюється моніторинг. Однак існуюча система моніторингу є суто фактографічною, вона не передбачає здійснення просторово-часової оцінки змін хімічного складу підземних вод, так само як і прогнозування таких змін.

На території Києва експлуатуються води наступних водоносних горизонтів: водоносний горизонт у відкладах іванецької світи середньої та верхньої юри і загорівської, журавинської, буромської світ нижньої та верхньої крейди ($J_{2-3}iv + K_{1,2}zg-br$) та водоносний горизонт у відкладах орельської світи середньої юри (J_{2or}). Назви водоносних горизонтів наведені за сучасною схемою стратифікації. Вони відповідають водоносному комплексу сеноман-келовейських відкладів та водоносному горизонту байоських відкладів за попередньою схемою гідрогеологічної стратифікації. Підземні води, що подаються до бюветів, поступають безпосередньо з глибини 90-337 м.

Протягом десятиліть спостережень за хімічним складом питних підземних вод на території міста накопичений великий обсяг інформації. З метою обробки згаданої інформації, виявлення закономірностей просторово-часових змін хімічного складу та встановлення причин таких змін доцільно застосувати сучасні геоінформаційні технології.

Аналіз проблеми. Використання геоінформаційних технологій з метою обробки результатів гідрогеологічних досліджень дозволяє значно підвищити ефективність робіт, що виконуються. Проте в останні роки, не дивлячись на бурхливий розвиток апаратно-програмних засобів, розвиток нових методик обробки гідрогеологічних даних суттєво уповільнився. Великою мірою це пов'язано з відсутністю єдиної багаточислової системи

збору, зберігання, контролю, поповнення та переробки гідрогеологічної інформації [7].

Таким чином, проблема зберігання гідрогеологічних даних з метою наступного комплексного аналізу є надзвичайно важливою та актуальною. На сьогодні задача зберігання даних успішно вирішується за допомогою геоінформаційних систем (ГІС). ГІС, що застосовуються на практиці, дозволяють організувати збереження інформації, зокрема картографічної, а також використовувати її для побудови математико-картографічних моделей та виявлення на цій основі просторово-часових закономірностей. У рамках ГІС зберігається також семантична інформація, прив'язана до картографічних об'єктів – їх основні характеристики у табличній формі. Основною складовою частиною будь-якої ГІС є геоінформаційна база даних.

Технології створення регіональних та цільових баз даних геологічної інформації були запропоновані ще у 80-ті роки XX століття [5].

Зокрема, в процесі оцінки екологічного стану геологічного середовища та картографування одержаних результатів, пропонується перш за все максимально використовувати геологічні, гідрогеологічні, інженерно-геологічні, геохімічні, геофізичні дані як в паперовому, так і електронному вигляді, та матеріали їх обробки, в тому числі комп'ютерної. Зважаючи на це, комп'ютерне супроводження цих досліджень передбачає створення: баз первинних фактографічних даних (показників, параметрів, характеристик окремих компонентів геологічного середовища, які можуть бути використані для визначення його екологічного стану), баз картографічних даних (просторового розподілу характеристик геологічного середовища, які можуть бути використані для оцінки та районування його екологічного стану), баз даних техногенних об'єктів, які впливають чи можуть впливати на екологічний стан геологічного середовища, бази даних нормативних показників, бази даних щодо екологічного стану суміжних із геологічним середовищем природних середовищ та природно-техногенних систем, цифрові карти екологічного стану геологічного середовища. Створені бази даних дозволяють в подальшому виконувати різнобічну комп'ютерну обробку та інтерпретацію фактографічної та картографіч-