

Ю. В. Хомутинін*, С. Є. Левчук, В. П. Процак, В. О. Кашпаров*Український науково-дослідний інститут сільськогосподарської радіології
Національного університету біоресурсів і природокористування України, Київ, Україна*

*Відповідальний автор: khomutinin@gmail.com

**КАРТОГРАФУВАННЯ РАДІОАКТИВНОГО ЗАБРУДНЕННЯ
ІЗ ЗАДАНИМ РІВНЕМ ДОВІРИ**

При стандартних підходах до створення карт радіоактивного забруднення не наводяться похибки картографування, тому такі карти де-факто не гарантують достовірність інформації, що відображається. У даній роботі на основі того факту, що характеристики радіоактивного забруднення території в конкретній точці мають лог-нормальний розподіл імовірностей, запропонована й апробована методологія картографування з гарантовано заданим рівнем довіри інформації, що відображається. При цьому розглянуто два підходи до картографування: за результатами «прямих» вимірювань характеристики радіоактивного забруднення; по комбінації «прямих» і «непрямих» вимірювань величин, статистично пов'язаних з характеристикою, що картографується. Запропоновані підходи й використання методів крігінга дозволяють створювати карти і картосхеми із заданим рівнем довіри й відповідно враховувати ризики, обумовлені невизначеністю вимірювань характеристик радіоактивного забруднення та невизначеністю їхньої апроксимації.

Ключові слова: картографування, радіоактивне забруднення, щільність радіоактивного забруднення, потужність дози, крігінг.

1. Вступ

Наявність достовірних карт і картосхем радіоактивного забруднення території є важливою умовою прийняття оптимальних рішень для ліквідації наслідків радіаційних аварій. Це наочно показує досвід подолання наслідків аварій на Чорнобильській та Фукусімській АЕС [1, 2]. У гострий період радіаційної аварії такі карти і картосхеми необхідні для прийняття рішення про необхідність евакуації та планування захисних заходів. Щільність радіонуклідного забруднення, відповідно до Закону України [3], є одним із критеріїв радіаційного зонування територій після Чорнобильської аварії. У зв'язку з цим, у віддалений період аварії, після поліпшення радіологічної обстановки картографічна інформація про радіоактивне забруднення є базисом для розробки реалізаційних заходів і повернення відчужених територій у господарське використання [4, 5].

Як правило, карти і картосхеми радіоактивного забруднення створюються за обмеженим обсягом результатів вимірювань в умовах деякої невизначеності й не характеризують точність інформації, що картографується. Такі карти і картосхеми де-факто не гарантують достовірність результатів картографування. Слід зазначити, що відсутність оцінки невизначеності результатів картографування може бути причиною прийняття неоптимальних рішень для ліквідації наслідків радіаційних аварій. У той же час, як правило, доводиться приймати рішення й діяти в умовах невизначеності як загального наслідку неповної

інформації [6]. Тому оцінка невизначеності картографічної інформації є важливим практичним завданням. Метою даної роботи було розроблення методології картографування характеристик радіоактивного забруднення території з апіорі заданим рівнем довіри відносно характеристики, що картографується. У зв'язку з цим вирішувалися такі завдання: розроблення алгоритмів оцінки статистичної невизначеності математичної моделі, що відображає розподіл радіоактивного забруднення на місцевості по відношенню до можливого реального забруднення, та апробація розроблених алгоритмів на прикладі створення картосхем радіоактивного забруднення території із заданим рівнем довіри.

Кількісно невизначеність оцінюється ймовірністю. Теорія ймовірностей і статистична теорія прийняття рішень дозволяють оцінити цю ймовірність [7]. Наприклад, достовірність характеристик радіоактивного забруднення безградієнтних ділянок та їхніх трендів може бути заздалегідь гарантована заданням мінімально необхідного числа вимірювань [8 - 10]. У більш складних випадках забруднення, апіорі, це зробити практично неможливо. Однак можна, після картографування характеристик радіоактивного забруднення, оцінити достовірність картографування, обумовлену невизначеністю вимірювання вихідних даних і їхньою наступною інтерполяцією. Заздалегідь задана загальна достовірність картографування може бути досягнута проведенням додаткових вимірювань у місцях з незадовільною достовірністю наведених на карті даних.

Розподіл конкретної характеристики радіоактивного забруднення на території може бути описаний деякою просторовою функцією $F(x, y)$ координат місцевості (x, y) , яка нам невідома, а відомі лише результати її вимірювання F_1, F_2, \dots, F_n у точках (x_i, y_i) $i = 1 \dots n$. Ці результати є основою для знаходження деякого наближення (моделі) цієї функції $F(x, y) \cong G(F_1, F_2, \dots, F_n)$ і картографування характеристики радіоактивного забруднення території, що розглядається.

Практика обстеження забруднених радіонуклідами територій показує, що результатам вимірювання значень F_1, F_2, \dots, F_n іноді притаманні дуже значні невизначеності (похибки вимірювання). Проведені раніше дослідження показали, що характеристики радіоактивного забруднення території в деякій точці (потужність дози, щільність забруднення радіонуклідами, питомий вміст радіонуклідів у ґрунті) є випадковими величинами і описуються відповідними логнормальними законами розподілу ймовірностей [8 - 10]. Будь-який алгоритм картографування, у кінцевому рахунку, зводиться до апроксимації результатів вимірювання характеристик радіоактивного забруднення, отриманих в окремих точках на всю обстежувану територію, що теж пов'язано з певним ступенем невизначеності. Картографування характеристик радіоактивного забруднення, як правило, відображають розподіл тільки середнього значення цієї характеристики на території, що розглядається. Однак при практичному використанні карт радіоактивного забруднення велике значення має їхня достовірність, обумовлена ступенем можливого відхилення від істинного значення. Слід зазначити, що задача оцінки відхилення результатів картографування від істинних значень показника, що аналізується (у цілому по області картографування, а не тільки в точках вимірювання), у чистому вигляді в принципі не вирішується. Вона може бути вирішена тільки з деякими припущеннями й наближенням. Проте аналіз можливої невизначеності картографування, обумовленої як інтерполяцією, так і невизначеністю вихідних даних, і врахування їх при картографуванні характеристик радіоактивного забруднення території є основою оцінок відповідних ризиків. Карти, побудовані з урахуванням вищезазначених невизначеностей, містять додаткову інформацію про їхню достовірність і мають незаперечні переваги при виробленні й прийнятті управлінських рішень. З точки зору статистичної обробки даних, аналогом викладеного вище підходу є знаходження довірчих меж для точкових оцінок характеристик радіоактивного забруднення.

2. Методи

Останнім часом для картографування характеристик радіоактивного забруднення території за сукупністю просторово-розподілених значень характеристик F_1, F_2, \dots, F_n , у загальному випадку нерегулярно розташованих на ділянці картування, використовуються різні геостатистичні методи інтерполяції, які дозволяють побудувати деяку модель $G(x, y)$ невідомої функції $F(x, y)$. Серед них широке застосування отримали різні модифікації методу крігінга [11]. Якщо початкові дані мають розподіл Гаусса, то він вважається одним із кращих серед незміщених інтерполяторів. Функція $G(x, y)$ являє собою «сіткову» функцію ("grid"), значення якої $G(x_i, y_j)$ визначені у вузлах регулярної сітки ($i = 1, 2 \dots, k; j = 1, 2 \dots, l$). Однак застосування процедури крігінга, з точки зору математичної статистики, коректно тільки в тому випадку якщо значення $F(x_i, y_i)$ і залишки $G(x_i, y_i) - F(x_i, y_i)$ мають нормальний (Гаусса) розподіл ймовірностей. У нашому випадку ця умова не виконується, оскільки спостережувані значення характеристик радіоактивного забруднення території (потужність дози, питома активність радіонуклідів у ґрунті, щільність забруднення радіонуклідами території тощо) описуються відповідними логнормальними законами розподілу ймовірностей, що добре показано в роботах [8 - 10]:

$$f(F(x, y)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot F(x, y) \cdot s(x, y)} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(F(x, y)) - \mu(x, y)}{s(x, y)} \right)^2}, \quad (1)$$

де $\mu(x, y)$ і $s(x, y)$ – математичне очікування і стандартне відхилення логарифма величини $F(x, y)$ у точці (x, y) .

Щоб обійти зазначену невідповідність, необхідно застосувати крігінг до логарифмів величин $F(x, y)$. У результаті після інтерполяції логарифма характеристики радіоактивного забруднення території отримуємо «сіткову» функцію $g(x, y)$. Для отримання остаточного результату (моделі для $F(x, y)$) необхідно виконати перетворення $G(x, y) = \exp(g(x, y))$. Усі подальші викладки по оцінці варіабельності результатів апроксимації будуть проводитися у припущенні, що вони підпорядковуються розподілу Гаусса, тобто для величин $\ln(F(x_i, y_i))$ і $g(x_i, y_i) = \ln(G(x_i, y_i))$.

Для просторової інтерполяції результатів вимірювань нами був використаний ординарний і регресійний крігінг (РК) [12 - 16]. Для побудови ізоліній і 3D проєкцій із прив'язкою до карт місцевості можуть бути використані різноманітні доступні програмні продукти (QGIS, SAGA GIS, SURFER).

3. Основні положення

Ізолінії (карта) характеристики радіоактивного забруднення території повністю визначаються поведінкою функції $G(x_i, y_j)$, оскільки знаходяться зі співвідношення $G(x_i, y_j) = const$. Ступінь довіри до побудованої ізолінії визначається невизначеностями значень «сіткової» функції

$$e^{\frac{g(x_i, y_j) - U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}} \leq F(x_i, y_j) \leq e^{\frac{g(x_i, y_j) + U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}}, \quad (2)$$

де $U_{(1-P)/2}$ – квантиль розподілу Гаусса рівня $(1 - P)/2$; $s_g(x_i, y_j)$ – стандартне відхилення значень «сіткової» функції $g(x_i, y_j)$ у вузлах інтерполяції, обумовлене, у загальному випадку, невизначеностями інтерполяції, невизначеностями вимірювання характеристик радіоактивного забруднення й неоднорідністю розподілу активності в пробі (зокрема, можливою наявністю «гарячих» частинок [17]).

Істинна ізолінія рівня C характеристики радіоактивного забруднення з імовірністю P буде знаходитися в деякій області, межа якої визначається співвідношеннями

$$e^{\frac{g(x_i, y_j) - U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}} = C_{\min}; \quad (3)$$

$$e^{\frac{g(x_i, y_j) + U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}} = C_{\max}.$$

У даній роботі розглянуто два випадки картографування характеристик радіоактивного забруднення території з апіорі заданим рівнем довіри: перший – на основі тільки «прямих» вимірювань в окремих точках значень характеристики, що картографується; другий – на основі

$g(x_i, y_j)$ у вузлах інтерполяції.

Оскільки отримана для функції $\ln(F(x_i, y_j))$ оцінка $g(x_i, y_j)$ є випадковою величиною із законом розподілу ймовірностей Гаусса, то область, в якій із заданим рівнем довіри P буде знаходитися істинне значення $F(x_i, y_j)$, визначається співвідношенням

комбінації «прямих» і «непрямих» вимірювань (величин, статистично пов'язаних з характеристикою, що картографується).

3.1. Картографування із заданим рівнем довіри на основі «прямих» вимірювань

При наявності достатнього обсягу «прямих» вимірювань величини F для побудови «сіткової» функції $g(x_i, y_j)$ використовуємо метод ординарного крігінга. Даний метод одночасно з побудовою функції $g(x_i, y_j)$ дає змогу оцінити похибку інтерполяції («сіткову» функцію $\sigma_{kr}(x_i, y_j)$ – *Standard Deviations*). У цілому, з урахуванням усіх факторів, стандартне відхилення значень «сіткової» функції $g(x_i, y_j)$ у вузлах інтерполяції буде характеризуватися величиною

$$s_g(x_i, y_j) = \sqrt{\sigma_{kr}^2(x_i, y_j) + s^2}, \quad (4)$$

де s – стандартне відхилення, обумовлене невизначеністю оцінки характеристик радіоактивного забруднення. Усереднені оцінки величини $s = s_0$ для різних радіоактивних випадань і характерних умов вимірювання наведено в таблиці.

Усереднені оцінки стандартного відхилення s_0 для чорнобильських і глобальних радіоактивних випадань: S - площа відбору проби ґрунту; $\delta_{\text{вимір}} \leq 10\%$ на рівні $\pm \text{STD}$ [8, 10]

Характеристика забруднення	Умови отримання оцінки	s_0
^{137}Cs	Точкові проби, $S \geq 0,005 \text{ м}^2$, вимірювання ^{137}Cs в геометрії: ємність 100 см^3 на поверхні детектора або ємність Марінелли (1000 см^3)	$0,29 \pm 0,10$
^{90}Sr ($^{239+240}\text{Pu}$)	Точкові проби, $S \geq 0,005 \text{ м}^2$, вимірювання ^{90}Sr ($^{239+240}\text{Pu}$) в об'ємі зразка 100 см^3	$0,30 \pm 0,10$
^{137}Cs	Об'єднані проби (5 точкових), зона відчуження ЧАЕС, S точкової проби $0,001 \text{ м}^2$, вимірювання в геометрії: ємність 100 см^3 на поверхні детектора або ємність Марінелли (1000 см^3)	$0,24 \pm 0,07$
^{90}Sr ($^{239+240}\text{Pu}$)	Об'єднані проби (5 точкових), зона відчуження ЧАЕС, S точкової проби $0,001 \text{ м}^2$, вимірювання в об'ємі зразка 100 см^3	$0,28 \pm 0,08$
^{137}Cs , ^{90}Sr ($^{239+240}\text{Pu}$)	Об'єднані проби (5 точкових); конденсаційні і глобальні випадання за межами 30-км зони відчуження ЧАЕС, S точкової проби $0,001 \text{ м}^2$, вимірювання в геометрії: ємність 100 см^3 на поверхні детектора або ємність Марінелли (1000 см^3)	$0,17 \pm 0,04$
Потужність дози	Середнє для потужності амбієнтного еквівалента дози гамма- і рентгеновського випромінювання (ПЕД) при вимірюванні дозиметрами РКС-01 «СТОРА-ТУ» і ДРГ-01Т	$0,12 \pm 0,01$

3.2. Картографування із заданим рівнем довіри на основі комбінації «прямих» і «непрямих» вимірювань

Досвід картографування територій, забруднених радіонуклідами внаслідок аварії на ЧАЕС, показав, що часто характеристики радіоактивного забруднення корелюють між собою. Наприклад, спостерігається кореляційна залежність між ПЕД і щільністю випадання ¹³⁷Cs у деяких місцях на паливних слідах чорнобильських радіоактивних випадань – між щільністю випадання ¹³⁷Cs та ⁹⁰Sr і т.п. Цей факт використовується при картографуванні різних характеристик радіоактивного забруднення [1, 18]. У даній роботі розглядається випадок, коли кореляційна залежність між характеристиками радіоактивного забруднення $A(x, y)$ і $B(x, y)$ має вигляд

$$\ln(B(x, y)) = b_0 + b_1 \cdot \ln(A(x, y)). \quad (5)$$

Нехай для картування характеристик радіоактивного забруднення $B(x, y)$ на деякій ділянці є результати вимірювань: m_1 – «прямих» вимірювань величини B із середньою відносною похибкою на рівні $STD \delta_b$ і m_2 – вимірювань величини A із середньою відносною похибкою на рівні $STD \delta_a$, статистично пов'язаних з B кореляційним співвідношенням (5). Для того, щоб найбільш адекватно реальному забрудненню картографувати характеристику $B(x, y)$, необхідно об'єднати дані «прямих» вимірювань величини B з інформацією, яку дає співвідношення (5).

Таку задачу дозволяє вирішити метод регресійного крігінга. Суть даного методу просторової інтерполяції полягає в наступному. Будується «сіткова» функція $g_{PK}(x_i, y_j)$ у вигляді суми двох «сіткових» функцій (компонент)

$$g_{PK}(x_i, y_j) = \overline{\ln(B(x_i, y_j))} + \psi(x_i, y_j), \quad (6)$$

де $\overline{\ln(B(x_i, y_j))} = b_0 + b_1 \cdot g(x_i, y_j)$ – середнє значення (тренд) логарифма характеристики B у вузлі (x_i, y_j) , що розраховано на основі регресійної залежності (6) і результатів інтерполяції $\ln(A)$; $\psi(x_i, y_j)$ – «сіткова» функція, отримана методом ординарного крігінга залишків регресії між логарифмами «прямих» вимірювань характеристики B і прогнозними значеннями дрейфу в точках $(x_i, y_i) \ i = 1 \dots m_1$: $e(x_i, y_i) = \overline{\ln(B(x_i, y_i))} - \ln(F(x_i, y_i))$. Слід зазначити, що, як правило, вимірювання «непрямих» характеристик радіоактивного забруднення A менш затратно (наприклад, A це ПЕД, а B це питома активність ґрунту). Тому використання РК для картування ха-

рактеристик радіоактивного забруднення дозволяє істотно прискорити і здешевити отримання детальних карт радіоактивного забруднення полів, угідь, ділянок.

Розглянемо картографування із заданим рівнем довіри з використанням «непрямих» вимірювань і РК. У цьому випадку можлива варіабельність величин $g(x_i, y_j)$, що обумовлена похибкою інтерполяції $\sigma_{kr}(x_i, y_j)$ і варіабельністю характеристики забруднення в точці, доповнюється варіабельністю, зумовленою похибками оцінок коефіцієнтів b_0 і b_1 (5, 6). Уведемо позначення: $\xi(x, y) = \ln(A(x, y))$; $\eta(x, y) = \ln(B(x, y))$. Тоді регресійна залежність (6) буде мати вигляд

$$\eta(x, y) = b_0 + b_1 \cdot \xi(x, y). \quad (7)$$

Стандартні відхилення нових величин, обумовлені вимірюванням, будуть у першому наближенні відповідно дорівнювати $\sigma_\xi^2 \cong \ln(\delta_A^2 + 1)$; $\sigma_\eta^2 \cong \ln(\delta_B^2 + 1)$ [7]. Якщо при вимірюванні величин A і B похибки не визначалися, то в першому наближенні в якості оцінок σ_ξ і σ_η рекомендується використовувати значення s_0 , наведені в таблиці. Якщо при вимірюванні величин A і B визначалися їхні відносні похибки $\delta_{\sigma_\xi}(x_i, y_i)$ і $\delta_{\sigma_\eta}(x_i, y_i)$, то величини σ_ξ і σ_η можуть бути скориговані.

Для значень $s_\xi(x_i, y_j) = \sqrt{\ln(\delta_{\sigma_\xi}^2(x_i, y_j) + 1)}$ і $s_\eta(x_i, y_j) = \sqrt{\ln(\delta_{\sigma_\eta}^2(x_i, y_j) + 1)}$ методом ординарного крігінга для тих самих вузлів інтерполяції будуються «сіткові» функції $\sigma_{\delta_\xi}(x_i, y_j)$ і $\sigma_{\delta_\eta}(x_i, y_j)$, які характеризують стандартні відхилення $\xi(x_i, y_j)$ і $\eta(x_i, y_j)$, що обумовлені похибками вимірювань у вузлах інтерполяції (x_i, y_j) . Сумарні стандартні відхилення σ_ξ і σ_η у цих вузлах дорівнюють $\sigma_\xi = \sigma_\xi(x_i, y_j) = \sqrt{s_0^2 - 0,01 + \sigma_{\delta_\xi}^2(x_i, y_j)}$ і $\sigma_\eta = \sigma_\eta(x_i, y_j) = \sqrt{s_0^2 - 0,01 + \sigma_{\delta_\eta}^2(x_i, y_j)}$.

Теорія статистичних висновків [19] дає змогу оцінити стандартні відхилення $s_{g_{PK}}$ «сіткової» функції $g_{PK}(x_i, y_j)$ у вузлах інтерполяції

$$s_{g_{PK}}(x_i, y_j) = \sqrt{s_1^2(x_i, y_j) + s_2^2(x_i, y_j)}, \quad (8)$$

де $s_1(x_i, y_j)$ ($s_2(x_i, y_j)$) – стандартні відхилення величин $\overline{\ln(B(x_i, y_j))}$ і $\psi(x_i, y_j)$;

$$s_1^2(x_i, y_j) = s_{ocm\Sigma}^2 \left(\frac{1}{m_1} + \frac{(\xi(x_i, y_j) - \bar{\xi})^2}{\sum_{i=1}^{m_1} (\xi_i - \bar{\xi})^2} \right) + s_{\delta_\xi}^2 \left\{ \frac{s_{ocm\Sigma}^2}{\sum_{i=1}^{m_1} (\xi_i - \bar{\xi})^2} \cdot \left(\frac{1}{m_1} \cdot \sum_{i=1}^{m_1} \xi_i^2 + 1 \right) + (b_0^2 + b_1^2) \right\}, \quad (9)$$

$$\text{де } \bar{\xi} = \frac{1}{m_1} \sum_{i=1}^{m_1} \xi_i; \quad s_{ocm}^2 = \frac{1}{m_1 - 2} \sum_{i=1}^{m_1} e_i^2(x_i, y_i);$$

$$s_{ocm\Sigma}^2 = s_{ocm}^2 + \sigma_\eta^2; \quad s_{\delta_\xi}^2 = \frac{1}{m_1 - 2} \sum_{i=1}^{m_1} (\delta_{\xi_i} - \bar{\delta}_\xi)^2;$$

$$\bar{\delta}_\xi = \frac{1}{m_1} \sum_{i=1}^{m_1} \delta_{\xi_i}.$$

Якщо похибки вимірювання величин A рівні 0 або однакові, то $s_{\delta_\xi}^2 = 0$.

$s_2^2(x_i, y_j) = \sigma_{ocm.kr}^2(x_i, y_j) + \sigma_\eta^2$, де $\sigma_{ocm.kr}(x_i, y_j)$ – стандартне відхилення, що обумовлене інтерполяцією методом ординарного крігінга залишків $e(x_i, y_i) = \ln(B(x_i, y_i)) - \ln(F(x_i, y_i))$ у точках «прямих» вимірювань величини B .

Істинна ізолінія рівня C характеристики радіоактивного забруднення B , що побудована на основі комбінації «прямих» і «непрямих» вимірювань, з імовірністю P буде перебувати у межах

$$e^{\frac{g(x_i, y_j) - U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}} = C_{\min}; \quad (10)$$

$$e^{\frac{g(x_i, y_j) + U_{1-P} \cdot s_g(x_i, y_j)}{2}} = C_{\max}.$$

Слід зазначити, що метод інтерполяції крігінга для просторово розподілених даних реалізований практично в усіх сучасних геоінформаційних програмних пакетах (QGIS, SAGA GIS, SURFER і т.п.), що дозволяє легко використовувати запропоновану методологію картографування із зада-

ним рівнем довіри для картування різних характеристик радіоактивного забруднення території.

4. Результати та обговорення

Вихідними даними для апробування запропонованих алгоритмів створення картограм радіоактивного забруднення території із заданим рівнем довіри були результати радіологічного обстеження колишнього сільськогосподарського угіддя, розташованого на південний захід від с. Рагівка Поліського району Київської області. На ньому в 703 точках були проведені вимірювання потужності дози D . У 39 точках одночасно зі значенням D визначалася щільність поверхневого забруднення ^{137}Cs . Вимірювання потужності дози D проводилось із середньою відносною похибкою $\delta_D = 20\%$ на рівні 2 STD. Похибка вимірювання вмісту ^{137}Cs у пробах ґрунту становила в середньому 10% на рівні 1 STD, а точність визначення щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs A з урахуванням неоднорідності забруднення в точці приймалася рівною $\sigma_\eta = 0,3$ (див. таблицю). Частково результати радіологічного обстеження угіддя в районі с. Рагівка нами вже використовувалися в роботах [15, 16]. У даній роботі проведено їхнє уточнення. На рис. 1 наведено регресійну залежність між логарифмом потужності дози D (мкЗв/год) і логарифмом щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs A (кБк/м²), яка має вигляд $\ln(A) = 7,52(\pm 0,41) + 1,52(\pm 0,23) \cdot \ln(D)$ при коефіцієнті кореляції 0,73 і залишковому стандартному відхиленні $s_{\text{зал}} = 0,42$.

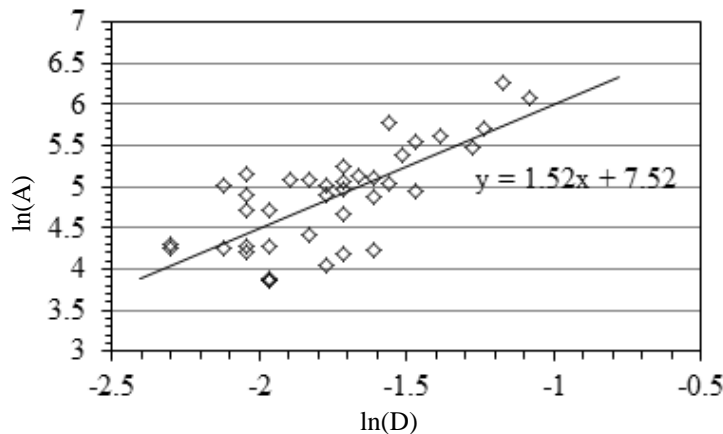


Рис. 1. Співвідношення між логарифмом потужності дози (мкЗв/год) і логарифмом щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs (кБк/м²) поля в околицях с. Рагівка.

Для картографування потужності дози D (мкЗв/год) із заданим рівнем довіри $P = 0,9$ за результатами «прямих» вимірювань потужності дози методом ординарного крігінга будувалися карти середніх геометричних (медіанних) значень потужності дози $D(x, y)$ і відповідних геометричних стандартних відхилень (GSD)

($\exp(s_g(x_i, y_j))$). Отримані картосхеми наведено на рис. 2. Ці картосхеми є основою для картографування із заданим рівнем довіри P . На рисунках тут і далі по осі абсцис відкладено значення східної довготи в градусах, а по осі ординат – значення північної широти в градусах.

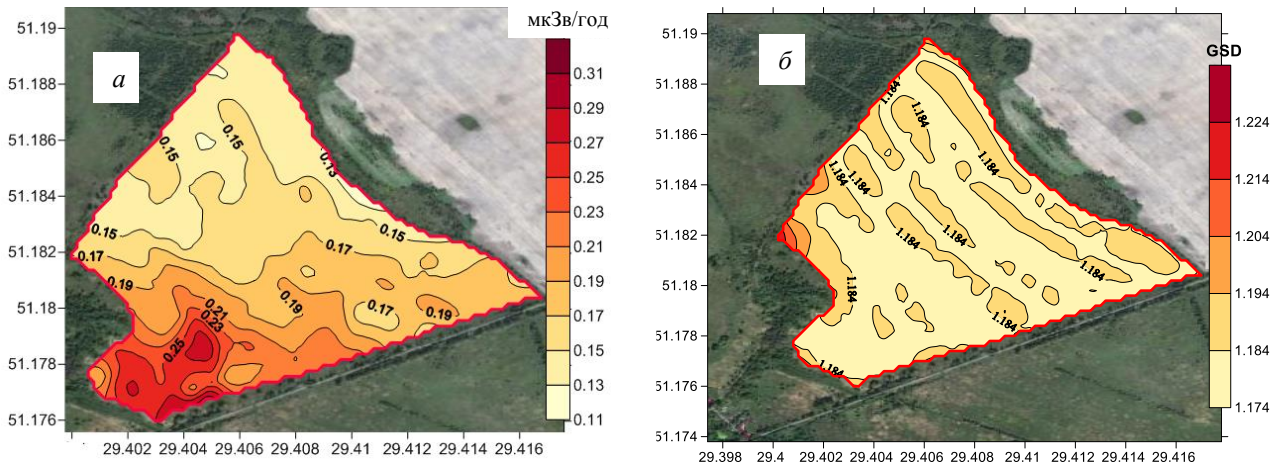


Рис. 2. Картосхема середнього значення потужності дози (а); картосхема похибки інтерполяції логарифма потужності дози (б). (Див. кольоровий рисунок на сайті журналу.)

На основі співвідношень (2) - (4) була створена картосхема й відповідні ізолінії гарантованого ($P = 0,9$) розподілу потужності дози на даній ділянці території (рис. 3). Нижче поверхні (фун-

кції) $\exp(g_{PK}(x, y) + U_{0,9} \cdot s_{g_{PK}}(x, y))$ знаходиться не менше 90 % усіх можливих значень потужності дози на даному полі.

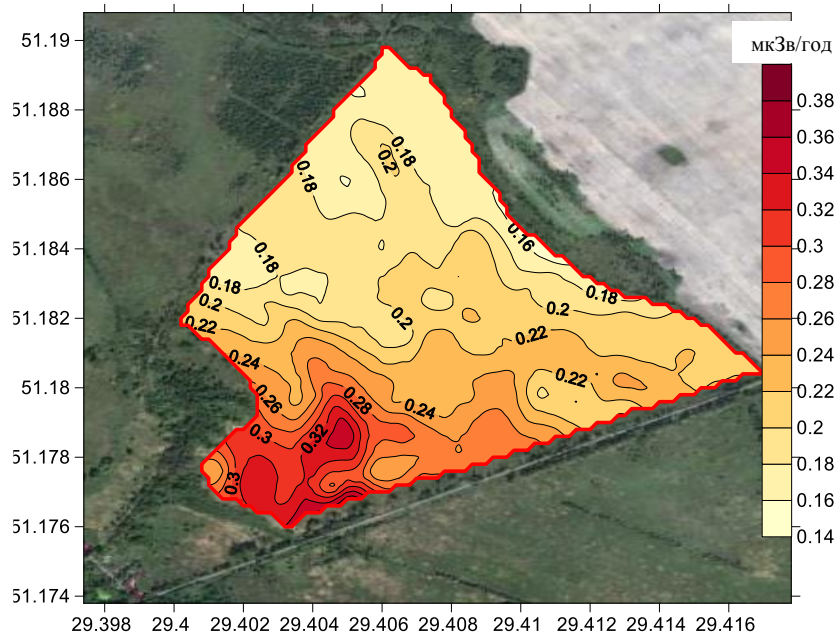


Рис. 3. Картосхема гарантованого з імовірністю 0,9 розподілу потужності дози на полі в околицях с. Рагівка. (Див. кольоровий рисунок на сайті журналу.)

Для картографування розподілу щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs A (кБк/м²) на даній ділянці використовувалися результати вимірювання активності цього радіонукліда в пробах

грунту («прямі» вимірювання A) і вимірювання потужності дози D («непрямі» вимірювання). На рис. 4, а) наведено картосхему розподілу середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs ,

що побудована тільки за результатами «прямих» вимірювань. Там же показані місця відбору проб ґрунту. На рис. 4, б наведено картосхему розпо-

ділу середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs , що побудована з використанням залежності, наведеної на рис. 1.

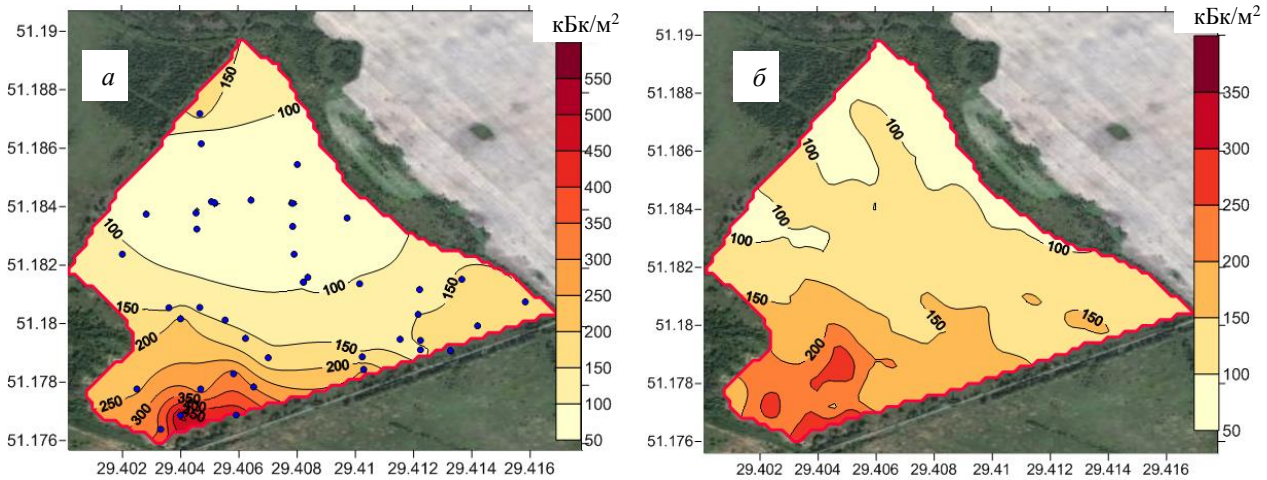


Рис. 4. Картосхема середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs за результатами «прямих» вимірювань (а); картосхема середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs з урахуванням результатів вимірювання потужності дози (б). (Див. кольоровий рисунок на сайті журналу.)

На рис. 5 наведено картосхему середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs на полі біля с. Рагівка.

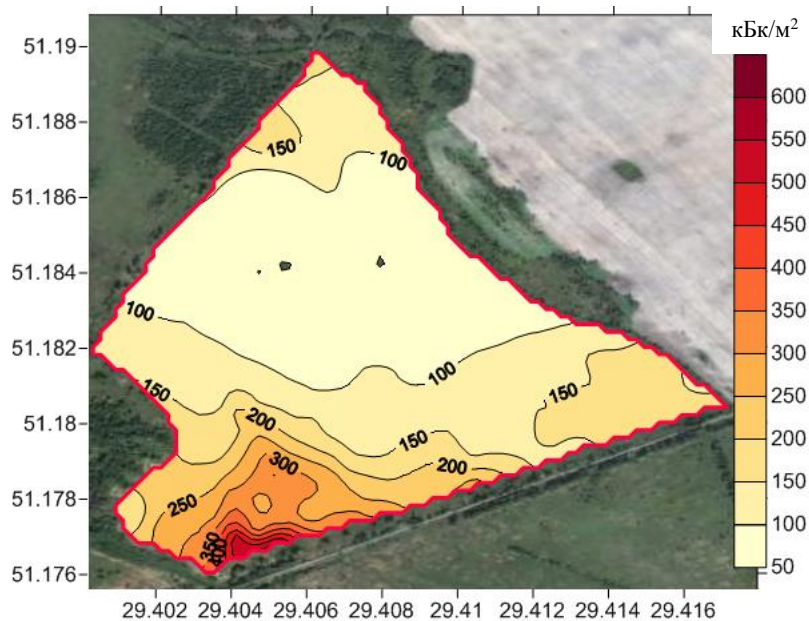


Рис. 5. Картосхема розподілу середньої щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs на полі біля с. Рагівка за сукупністю «прямих» і «непрямих» вимірювань. (Див. кольоровий рисунок на сайті журналу.)

На рис. 6 наведено картосхему гарантованого з імовірністю 0,9 розподілу щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs на полі біля с. Рагівка, що побудована на основі співвідношень (5) - (11) за сукупністю «прямих» і «непрямих» вимірювань.

Порівняння картосхеми (рис. 2, а) з картосхемою (рис. 3) і картосхеми (рис. 5) з картосхемою (рис. 6) свідчить про істотну відмінність їх. Таким чином, використання карт радіоактивного забруднення території, що побудовані тільки за

середнім значенням величини без урахування експериментальних та методичних невизначеностей, може призводити до суттєвих прорахунків при прийнятті рішень. Побудова та використання в якості основи для прийняття рішень карт із заданим (гарантованим) рівнем довіри дозволяє ефективно керувати ризиками, що обумовлені неповнотою інформації і неминучою невизначеністю експериментальних даних.

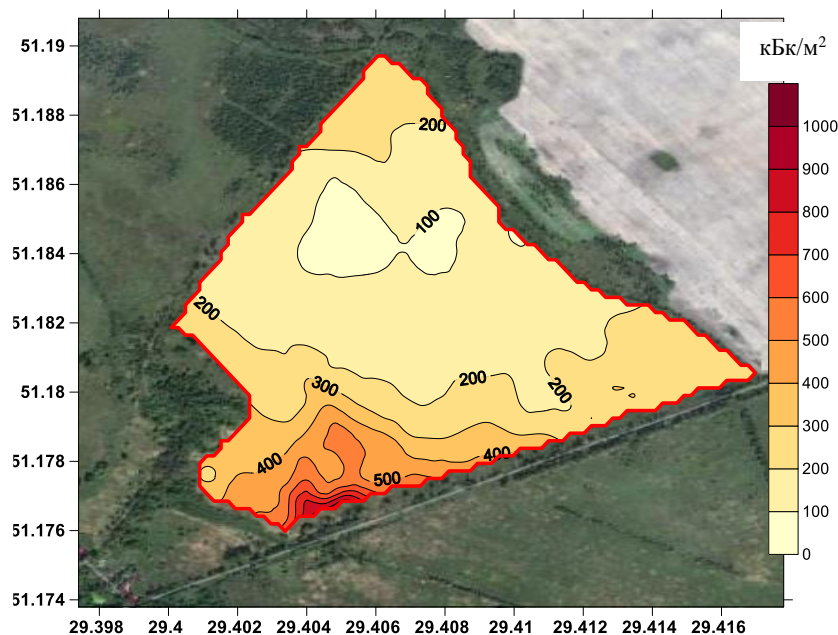


Рис. 6. Гарантований з імовірністю 0,9 розподіл щільності поверхневого забруднення ^{137}Cs на полі біля с. Раївка. (Див. кольоровий рисунок на сайті журналу.)

5. Висновки

Наявність актуальних і статистично достовірних даних дозволяє обґрунтовано керувати ризиками та адекватно реагувати у випадку надзвичайних ситуацій і ліквідації їхніх наслідків. Саме карти характеристик радіоактивного забруднення часто є основою для прийняття рішень і планування заходів, що забезпечують безпеку населення. Незважаючи на те, що карти і картосхеми завжди створюються з використанням обмеженої кількості результатів вимірювань і в принципі не можуть бути абсолютно точними, створення карт тільки за середнім значенням величини, без урахування експериментальних та методичних невизначеностей, обумовлених у тому числі й методами інтерполяції, може призводити до суттєвих прорахунків при прийнятті рішень.

Грунтуючись на факті, що характеристики радіоактивного забруднення у конкретній точці території мають логнормальний розподіл імовірностей, у даній роботі розроблено й апробовано

методологію картографування з гарантовано заданим рівнем довіри цих характеристик.

При цьому проаналізовано два випадки створення карт і картосхем: за результатами тільки «прямих» вимірювань характеристики радіоактивного забруднення і на основі комбінації «прямих» і «непрямих» вимірювань, що мають кореляційну залежність. Запропонований підхід картографування радіоактивного забруднення із заданим рівнем довіри дає змогу враховувати невизначеності, зумовлені обмеженим обсягом використаних вихідних даних, ступенем їхньої недостовірності та невизначеністю інтерполяції, а також доводить можливість застосування непрямих методів оцінки характеристик радіоактивного забруднення, зберігаючи при цьому задану достовірність картографічної інформації. Це дозволяє більш ефективно керувати ризиками, що обумовлені неповнотою інформації та обмеженістю експериментальних даних.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. V.A. Kashparov et al. Soil contamination with ^{90}Sr in the near zone of the Chernobyl accident. *Journal of Environment Radioactivity* 56(3) (2001) 285.
2. K. Saito et al. Detailed deposition density maps constructed by large-scale soil sampling for gamma-ray emitting radioactive nuclides from the Fukushima Dai-ichi Nuclear Power Plant accident. *Journal of Environment Radioactivity* 139 (2015) 308.
3. Закон України «Про правовий режим території, що зазнала радіоактивного забруднення внаслідок Чорнобильської катастрофи» від 27.02.91 р. № 791а-XII. *Відомості Верховної Ради УРСР* 16 (1991) ст. 198.
4. V. Kashparov et al. Spatial datasets of radionuclide contamination in the Ukrainian Chernobyl Exclusion Zone. *Earth System Science Data* 10 (2018) 339.
5. I. Labunska et al. Current radiological situation in areas of Ukraine contaminated by the Chernobyl accident: Part 1. Human dietary exposure to Caesium-137 and possible mitigation measures. *Environment International* 117 (2018) 250.

6. R. Michel. Measuring, Estimating, and Deciding under Uncertainty. *Applied Radiation and Isotopes* 109 (2016) 6.
7. М. Кендалл, А. Стьюарт. *Статистические выводы и связи* (Москва: Наука, 1973) 899 с.
8. Ю.В. Хомутинин, В.А. Кашпаров, Е.И. Жебровская. *Оптимизация отбора и измерений проб при радиоэкологическом мониторинге* (К.: ВПОЛ, 2001) 160 с.
9. Ю.В. Хомутинин. Оптимизация пробоотбора при оценке плотности радиоактивных выпадений. *Ядерная физика та енергетика* 1(9) (2003) 145.
10. Ю.В. Хомутинин, С.Є. Левчук, В.В. Павлюченко. Оптимизация радиационного мониторинга сельскохозяйственной продукции та угідь *Ядерная физика та енергетика* 17(3) (2016) 259.
11. К.А. Мальцев, С.С. Мухарамова. *Построение моделей пространственных переменных (с применением пакета Surfer)* (Казань: Казанский университет, 2014) 103 с.
12. T. Hengl, G. Heuvelink, A. Stein. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression kriging. *Geoderma* 120(1-2) (2004) 75.
13. T. Hengl, G.B.M. Heuvelink, D.G. Rossiter. About regression kriging: From equations to case studies. *Computers & Geosciences* 33 (2007) 1301.
14. Ю.В. Хомутинин и др. Картографирование «пятен» радиоактивного загрязнения. *Ядерная та радіаційна безпека* 2 (2018) 49.
15. Ю.В. Хомутинин и др. Оперативное картографирование загрязненных радионуклидами территорий. *Ядерная та радіаційна безпека* 3 (2019) 51.
16. Ю.В. Хомутинин та ін. Картографирование загрязненных радионуклидами сельскохозяйственных угодий для повернення їх у господарське використання. *Ядерная физика та енергетика* 20(3) (2019) 285.
17. V. Kashparov et al. Environmental behaviour of radioactive particles from Chernobyl. *Journal of Environmental Radioactivity*. 208-209 (2019) 106025.
18. V.A. Kashparov et al. Soil Contamination with Fuel Component of Chernobyl Radioactive Fallout. *Radiochemistry* 45(2) (2003) 189.
19. С.А. Айвазян. *Прикладная статистика. Основы эконометрики. Т. 2* (Москва: ЮНИТИ-ДАНА, 2001) 432 с.

Yu. V. Khomutinin*, S. E. Levchuk, V. P. Protsak, V. O. Kashparov

*Ukrainian Institute of Agricultural Radiology,
National University of Life and Environmental Sciences of Ukraine, Kyiv, Ukraine*

*Corresponding author: khomutinin@gmail.com

MAPPING OF RADIOACTIVE CONTAMINATION WITH PREDETERMINED CONFIDENCE LEVEL

Standard approaches to the construction of maps of radioactive contamination do not provide errors in map data, so such maps do not, in fact, guarantee the accuracy of the map information. In this paper, based on the fact that the characteristics of radioactive contamination at a particular point in the territory have a lognormal probability distribution, a methodology for creating maps with a guaranteed confidence level of the provided information has been proposed and tested. There are considered two ways of creating maps, based on the results of "direct" measurements of radioactive contamination characteristics and in the combination of "direct" and "indirect" measurements of values statistically related to the mapping characteristic. The approaches and use of kriging methods proposed in the article allow to create maps with a given level of confidence and, accordingly, to take into account the risks caused by the uncertainty of measurements of radioactive contamination characteristics and uncertainty of their approximation.

Keywords: mapping, uncertainty of mapping, radioactive contamination, radioactive contamination density, dose rate, kriging.

REFERENCES

1. V.A. Kashparov et al. Soil contamination with ⁹⁰Sr in the near zone of the Chernobyl accident. *Journal of Environment Radioactivity* 56(3) (2001) 285.
2. K. Saito et al. Detailed deposition density maps constructed by large-scale soil sampling for gamma-ray emitting radioactive nuclides from the Fukushima Dai-ichi Nuclear Power Plant accident. *Journal of Environment Radioactivity* 139 (2015) 308.
3. Law of Ukraine "On the Legal Regime of the Territory Suffered from Radioactive Contamination as a Result of the Chornobyl Accident" of February 27, 1991 No. 791a-XII. *Vidomosti Verkhovnoyi Rady URSR* 16 (1991) Art. 198. (Ukr)
4. V. Kashparov et al. Spatial datasets of radionuclide contamination in the Ukrainian Chernobyl Exclusion Zone. *Earth System Science Data* 10 (2018) 339.
5. I. Labunska et al. Current radiological situation in areas of Ukraine contaminated by the Chernobyl accident: Part 1. Human dietary exposure to Caesium-137 and possible mitigation measures. *Environment International* 117 (2018) 250.
6. R. Michel. Measuring, Estimating, and Deciding under Uncertainty. *Applied Radiation and Isotopes* 109 (2016) 6.
7. M. Kendall, A. Stewart. *Statistical Conclusions and Communications* (Moskva: Nauka, 1973) 899 p. (Rus)
8. Yu.V. Khomutinin, V.A. Kashparov, E.I. Zhebrovskaya. *Optimization of Sampling and Meas-*

- rements of Samples during Radioecological Monitoring* (Kyiv: VIPOL, 2001) 160 p. (Rus)
9. Yu.V. Khomutinin. Optimization of sampling for assessment of contamination density by local territory radionuclides. *Yaderna Fizyka ta Energetyka (Nucl. Phys. At. Energy)* 1(9) (2003) 145. (Rus)
 10. Yu.V. Khomutinin, S.E. Levchuk, V.V. Pavliuchenko. Optimization of radiation monitoring of agricultural products and lands. *Yaderna Fizyka ta Energetyka (Nucl. Phys. At. Energy)* 17(3) (2016) 259. (Ukr)
 11. K.A. Maltsev, S.S. Mukharamova. *Construction of Models of Spatial Variables (Using the Surfer Package)* (Kazan: Kazan University, 2014) 103 p. (Rus)
 12. T. Hengl, G. Heuvelink, A. Stein. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression kriging. *Geoderma* 120(1-2) (2004) 75.
 13. T. Hengl, G.B.M. Heuvelink, D.G. Rossiter. About regression kriging: From equations to case studies. *Computers & Geosciences* 33 (2007) 1301.
 14. Yu.V. Khomutinin et al. Mapping of “spots” of radioactive contamination. *Yaderna ta Radiatsiyina Bezpeka (Nuclear and Radiation Safety)* 2 (2018) 49. (Rus)
 15. Yu.V. Khomutinin et al. Operational mapping of areas contaminated with radionuclides. *Yaderna ta Radiatsiyina Bezpeka (Nuclear and Radiation Safety)* 3 (2019) 51. (Ukr)
 16. Yu.V. Khomutinin et al. Mapping of radionuclide-contaminated agricultural land to make them available for use. *Yaderna Fizyka ta Energetyka (Nucl. Phys. At. Energy)* 20(3) (2019) 285. (Ukr)
 17. V. Kashparov et al. Environmental behaviour of radioactive particles from Chernobyl. *Journal of Environmental Radioactivity*. 208-209 (2019) 106025.
 18. V.A. Kashparov et al. Soil Contamination with Fuel Component of Chernobyl Radioactive Fallout. *Radiochemistry* 45(2) (2003) 189.
 19. S.A. Ayvazyan. *Applied statistics. Fundamentals of Econometrics*. Vol. 2 (Moskva: UNITY-DANA, 2001) 432 p. (Rus)

Надійшла/Received 16.03.2020