

но) і підкоряться нормальному розподілу. Аналіз графіку залишків та ряду даних питомого електричного опору ґрунту дає можливість провести відбракування даних, які не належать до генеральної сукупності, оскільки містять грубу похибку [2, 3].

Отже, відбракування даних та повторний регресійний аналіз з перевіркою на наявність систематичних зв'язків між залишками виявив, що змінні відповідають єдиному ряду значень. Встановлено, що коефіцієнт тесту Дарбіна-Ватсона  $d = 2,71$  вказує на відсутність серіальної кореляції (автокореляції) та на існування

залежності на рівні 99,80 %, що свідчить про міцний зв'язок між зміною питомого електричного опору ґрунту та зміною інженерно-геологічних елементів.

Для оцінки сили зв'язку між питомим електричним опором і окремими показниками властивостей ґрунту був проведений частковий кореляційний аналіз. Через те, що кореляційний аналіз за Пірсоном показав, що значення рН, СГ та вологість ґрунту (W) знаходяться на одному рівні, також було проведено кореляційний аналіз за Спірменом та Кендалом, результати якого наведено в табл. 1.

Таблиця 1

Результати кореляційного аналізу

Показники	Коефіцієнти кореляції			Кількість значень
	за Пірсоном	за Спірменом	за Кендалом	
SO <sub>4</sub> <sup>2-</sup>	-0,659	-0,711	-0,531	36
СГ	-0,542	-0,461	-0,340	36
рН	-0,524	-0,548	-0,402	36
W	-0,523	-0,519	-0,378	36

Аналіз отриманих даних (табл. 1), дозволив встановити:

1. Всі значення кореляційних коефіцієнтів від'ємні, що свідчить про те, що зі збільшенням однієї змінної відбувається зменшення показника питомого електричного опору ґрунту.

2. Кореляційний аналіз показників за Пірсоном не дає можливості чітко виявити міцність зв'язків між питомим електричним опором ґрунту та показниками рН, СГ і вологістю ґрунту (W). Всі ці значення знаходяться на одному рівні і мають майже однаковий рівень сили зв'язку з питомим електричним опором ґрунту.

3. Як свідчать значення коефіцієнтів кореляції (див. табл. 1), показник SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> має найбільший зв'язок з питомим електричним опором ґрунту і цим самим має найбільш значний вплив на мінливість питомого електричного опору ґрунту. Кожен з видів кореляційного аналізу показав, що існує зв'язок на середньому рівні (-0,711) за Спірменом та на слабкому рівні (-0,531) за Кендалом і (-0,659) за Пірсоном.

4. Другий показник СГ при різних кореляціях має різні коефіцієнти кореляції і, головним чином, має достатньо слабкий рівень зв'язку окрім кореляції за Пірсоном (-0,542).

5. Для показника рН коефіцієнти кореляції складають від (-0,402) до (-0,548) і, як вирішальний показник, не має визначального впливу.

6. Сила зв'язку для показника вологості ґрунту (W) за різними кореляційними аналізами знаходиться в ме-

жах від (-0,378) до (-0,523) і вказує на слабкий та дуже слабкий рівень зв'язку.

**Висновки.** Аналіз результатів статистичної обробки мінливості питомого електричного опору ґрунту та показників властивостей ґрунту (вологості ґрунту (W), показника рН, концентрації іонів SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> та СГ) виявив, що існує обернена залежність, яка свідчить про те, що зі збільшенням одного з показників властивостей ґрунту відбувається зменшення показника питомого електричного опору ґрунту і навпаки. Було встановлено, що існує тісний зв'язок між вологістю ґрунту (W), показником рН, концентрацією іонів SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> та СГ, які мають суттєвий вплив на розвиток корозійних процесів у ґрунтового середовищі, що, в свою чергу, потребує детального аналізу взаємозв'язків між вологістю ґрунту (W), показником рН, концентрацією іонів SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> та СГ та ґрунтовою корозією газопроводів.

1. Беккер М.В. Обеспечение надёжной работы газотранспортной системы ДК «Укратрансгаз» // Сб. докладов научно-практич. семинара. – К., 2007. – С. 16-18. 2. Девис Дж. Статистика и анализ геологических данных. – М., 1977. 3. Жуков М.Н. Статистичний аналіз геологічних даних. – К., 1995. 4. Корнєєнко С.В., Корбутяк О.М. Вплив ґрунтового середовища на утворення корозії на магістральних газопроводах, на прикладі ділянки 152-155 км МГ «Кременчук-Ананьїв-Богородчани» // Вісн. Харків. ун-ту. Геологія, географія, екологія. – 2008. 5. Корнєєнко С.В., Корбутяк О.М. Ресурси підземного геологічного простору України. // Вісн. Київ. ун-ту. Геологія. – 2008. – Вип. 44. – С. 35-37. 6. Технічна експлуатація систем захисту від підземної корозії магістральних газопроводів // Рогозюк В.В., Гужов Ю.П., Кузьменко Ю.О. та ін. – К., 2000. – С. 3-5.

Надійшла до редколегії 02.06.09

## ГЕОЛОГІЧНА ІНФОРМАТИКА

УДК 519.233.32

М. Жуков, д-р геол. наук, проф., А. Тішасва, асп.

### ОЦІНКА ІНФОРМАТИВНОСТІ СПЕКТРАЛЬНИХ ДІАПАЗОНІВ ПРИ РОЗВ'ЯЗАННІ ЗАДАЧІ ОЦІНКИ ПІДТОПЛЕННЯ ЗА РЕЗУЛЬТАТАМИ ДИСТАНЦІЙНОГО ЗОНДУВАННЯ ЗЕМЛІ

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

*Запропоновано новий підхід для оцінки інформативності даних при розв'язанні задач діагностики стану підтоплення території. Метод базується на використанні міри відміни статистичних розподілів, яка виходить із оцінок імовірностей помилок класифікації 1-го та 2-го роду. Підхід має перспективу як засіб попередньої фільтрації матеріалів для задачі автоматизованого розпізнавання стану підтоплення території.*

*In article is suggested new approach for estimation of informativeness of remote sensing data. Method bases on detecting differences between statistical distributions. Approach can be used as pre-processing filtration method in solving pattern recognition problems.*

Різні класи поверхонь характеризуються різною відбиваючою здатністю залежно від довжини хвилі. Дистанційне зондування, як правило, проводиться у кількох спектральних діапазонах, що дозволяє дослідити спектральну яскравість різних поверхонь залежно від дов-

жини хвилі. Потім за тим чи іншим критерієм класифікації приймається рішення щодо класової належності ділянки поверхні. На рис. 1 показано поведінку основних типів відбиваючих поверхонь [4].

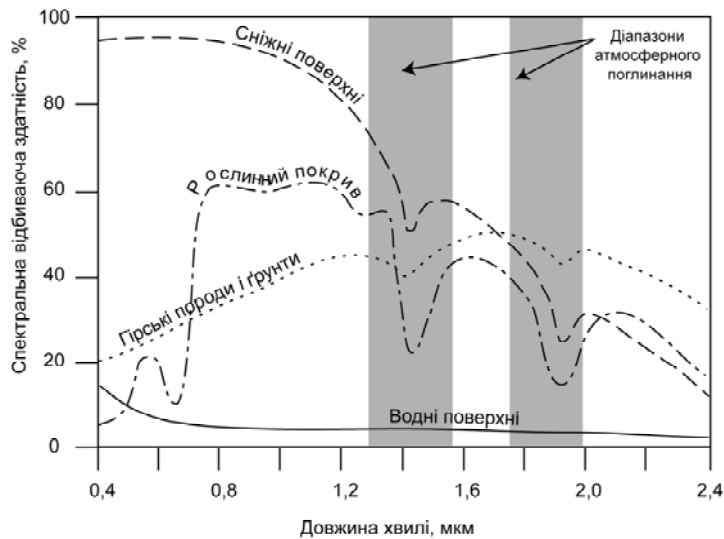


Рис. 1. Спектральна відбиваюча здатність основних класів природних об'єктів

**Постановка задачі.** Космічний знімок є матрицею, кожний елемент якої (піксель, у подальшому – об'єкт) характеризується вектором ознак  $\mathbf{G}_{ij} = \{G_1, G_2, \dots, G_m\}_{ij}$ . Компонентами вектора  $\mathbf{G}$  є значення інтенсивності відбитої або випроміненої енергії, зареєстрованої в  $m$  спектральних каналах. Кількість  $m$  компонент цього вектора визначається кількістю дискретних каналів, у яких проводиться зйомка;  $i, j$  – умовні координати пікселя на знімку.

Під інформативністю спектрального каналу розуміють кількісну характеристику здатності диференціювати належність вектора  $\mathbf{G}_{ij}$  до класу "підтоплення" за його станом. У даній роботі запропоновано таку характеристику, дано її теоретичне обґрунтування та описано результати апробації.

**Методи.** Для розв'язання поставленої задачі запропоновано новий підхід, оснований на використанні міри відміни статистичних розподілів, яка виходить із оцінок імовірностей помилок класифікації 1-го та 2-го роду. Автори вважають переконливою перевагу цього підходу над застосуванням відомих критеріїв сполучності ознак типу  $\chi^2$  [3] чи порівняння їх розподілів, наприклад, критерію Смірнова, або коефіцієнтів рангової кореляції Кендала чи Спірмена [1] з огляду на прозорість та природність зазначеного вище змісту запропонованої характеристики інформативності.

Автори вважають найбільш прийнятним для розв'язання самої задачі класифікації Бейєсівський критерій класифікації у його непараметричній формі [2]. Виходячи з цього, показником інформативності ознаки  $G$  спектрального каналу може бути ймовірність належності об'єкту за значеннями даної ознаки згідно з оптимальним критерієм класифікації до того класу еталонів, до якого він в дійсності і належить.

**Характеристика інформативності статистичної ознаки.**

Інформативність ознаки [2]  $G$  відносно класу  $Q_j$  об'єктів при альтернативі класів  $Q_1, Q_2, \dots, Q_{j-1}, Q_{j+1}, \dots, Q_{T-1}, Q_T$  має зміст імовірності вірного розв'язку при класифікації на 2 апріорно рівноймовірні класи:  $Q_j$  – не  $Q_j$ :

$$I_j(G) = 0,5(P_{jj} + P_{r(j),r(j)}), \quad (1)$$

де  $P_{jj}$  – імовірність правильної класифікації об'єкта з класу  $Q_j$  за ознакою  $G$  з тією умовою, що вживається оптимальний критерій класифікації Бейєса –

$$P_{jj} + \int_{w(j)} p_j(x) dx + g \int_{v(j)} p_j(x) dx. \quad (2)$$

Надалі будемо називати  $P_{jj}$  характерністю ознаки  $G$  відносно класу  $Q_j$ . У попередній формулі:  $w(j)$  – область тих значень  $x$ , для котрих:

$$p_j(x) > \max\{p_1(x), p_2(x), \dots, p_{j-1}(x), p_{j+1}(x), \dots, p_{T-1}(x), p_T(x)\};$$

$p_j(x)$  – щільність розподілу ознаки  $G$  у класі  $Q_j$ ;

$v(j)$  – область тих значень  $x$ , для котрих:

$$p_j(x) = \max\{p_1(x), p_2(x), \dots, p_{j-1}(x), p_{j+1}(x), \dots, p_{T-1}(x), p_T(x)\}.$$

Якщо  $v(j) = \emptyset$  (пуста множина), то  $g = 0$ ; якщо  $v(j) \neq \emptyset$ , то  $g = 1/s$ , де  $s$  – кількість тих класів з  $Q_1, Q_2, \dots, Q_{j-1}, Q_{j+1}, \dots, Q_{T-1}, Q_T$ , у котрих щільність розподілу ознаки  $G$  збігається з  $p_j(x)$ .

$P_{r(j),r(j)}$  – імовірність невіднесення об'єкта до класу  $Q_j$ , коли він в дійсності до нього не належить. У припущенні, що класи, які складають цю альтернативу, апріорі однаково ймовірні,

$$I_j(G) = 0,5 \left( \frac{TP_{jj}}{T-1} + 1 - \frac{1}{T-1} \sum_{k=1}^T P_{kj} \right). \quad (3)$$

У наведеній формулі:  $T$  – кількість класів;  $P_{kj}$  – імовірність віднесення об'єкта до класу  $Q_j$ , коли він апріорі належить до класу  $Q_k$ :

$$P_{kj} = \int_{w(j)} p_k(x) dx + g \int_{v(j)} p_k(x) dx. \quad (4)$$

Щільність розподілу ознаки обчислюється у вигляді:

$$p_k(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k} \exp \left[ -\frac{(x - m_k)^2}{2\sigma_k^2} \right], \quad (5)$$

де  $m_k, \sigma_k$  – математичне сподівання та середній квадратичний відхил ознаки  $G$  у класі  $Q_k$ .

Допоміжними характеристиками для оцінки інформативності використовуються середня характерність за

кожною ознакою та середнє значення найбільшої імовірності віднесення не у свій клас.

Характерність  $P_{jj}$  ознаки  $G$  щодо заданого класу  $Q_j$  – це імовірність віднесення об'єкта з цього класу за її визначенням у власний клас, якщо альтернативними слугують усі інші класи. Характерність ознаки відносно всіх інших класів – це мінімальне зі значень  $P_{jj}$  ( $j = 1, 2, \dots, T$ ):

$$P_0(G) = \min\{P_{11}, P_{22}, \dots, P_{TT}\}. \quad (6)$$

Відповідно, середня характерність ознаки відносно класів  $Q_1, Q_2, \dots, Q_T$  запишеться:

$$P_{0sr}(G) = \sum_{j=1}^T P_{jj} / T. \quad (7)$$

Чим більшою є характерність, тим вищі діагностичні можливості ознаки. Відмітні ознаки (тобто характерні для всіх класів одночасно) з цієї точки зору мають найбільшу цінність. Відмітною вважається ознака  $G$ , для якої  $P_0(G) > U$  ( $U$  – рівень, що задається). Зазвичай,  $U = 0,9$ . Зниження рівня  $U$  послаблює вимоги інформаційної системи при відборі відмітних ознак.

Середнє значення найбільшої імовірності віднесення об'єкта не у свій клас:

$$P_v(G) = \sum_{j=1}^T P_{jv} / T, \quad (8)$$

де  $P_{jv} = \max(P_{j1}, P_{j2}, P_{jj-1}, P_{jj+1}, \dots, P_{jT})$  – найбільша ймовірність помилкового віднесення об'єкта  $Q_j$  не у свій клас.

**Практична апробація.** Для оцінки ефективності запропонованого методу використано знімок, зроблений 21 серпня 2000 р спектро радіометром "ETM+" зі супутника "Landsat-7". Як ознаки було використано знімки, зроблені на різних спектральних каналах – nn10 (0.45-0.52 мкм), nn20 (0.52-0.60 мкм), nn30 (0.63-0.69 мкм), nn40 (0.76-0.9 мкм), nn50 (1.55-1.75 мкм), nn70 (2.08-2.35 мкм), nn61 (10.4-12.5 мкм), nn62 (10.4-12.5 мкм).

На космоснімку було виділено еталонну область, у межах якої незалежними методами проведено тематичне районування на 8 класів: 1) "сівозміна-1 не підтоплена"; 2) "сівозміна-2 не підтоплена"; 3) "сівозміна-1 підтоплена"; 4) "сівозміна-2 підтоплена"; 5) "урбанізмвана територія"; 6) "не задернована підтоплена поверхня"; 7) "не задернована суха поверхня"; 8) "відкрита водна поверхня". Термінами "сівозміна-1" і "сівозміна-2" позначені два класи відбиваючих поверхонь, котрі фізично представлені сільськогосподарськими угіддями, засадженими зерновими та незерновими культурами відповідно.

По кожному із спектральних каналів знімку оцінки параметрів розподілів ознаки  $G$  виконувалися на основі моделі композиції локальних розподілів [2]. Результати визначення інформативності  $I_j(G)$  та характерності каналів  $P_{jj}$  показано в табл. 1.

Таблиця 1

Інформативність спектральних каналів відносно заданих класів

	Підтоплені нездерновані	Відкриті водні поверхні	Сівозміна1 суха	Сівозміна 1 мокра	Сівозміна 2 суха	Сівозміна 2 мокра	Сухі нездерновані	Сума ймовірностей									
									Підтоплені нездерновані	Відкриті водні поверхні	Сівозміна1 суха	Сівозміна 1 мокра	Сівозміна 2 суха	Сівозміна 2 мокра	Сухі нездерновані	Сума ймовірностей	
<b>nn10</b>									<b>nn20</b>								
	1	2	3	4	5	6	7	Σр		1	2	3	4	5	6	7	Σр
1	0	0.01	0.5	0.01	0.08	0.24	0.17	1	1	0.04	0	0.06	0.5	0.19	0.21	0	1
2	0	0.59	0	0.05	0.28	0.09	0	1	2	0.04	0.64	0	0.07	0.26	0	0	1
3	0	0	0.55	0	0.02	0.29	0.14	1	3	0	0	0.63	0.04	0	0.29	0.05	1
4	0	0.06	0.23	0.06	0.28	0.38	0	1	4	0.09	0	0.03	0.51	0.11	0.26	0	1
5	0	0.42	0.03	0.06	0.3	0.2	0	1	5	0.07	0.03	0	0.06	0.85	0	0	1
6	0	0.05	0.27	0.03	0.3	0.35	0	1	6	0	0	0.28	0.36	0	0.36	0	1
7	0	0	0.2	0	0	0	0.8	1	7	0	0	0.13	0	0	0	0.87	1
$P_{0sr} = 0.38 \quad P_v = 0.34$									$P_{0sr} = 0.56 \quad P_v = 0.27$								
<b>nn30</b>									<b>nn40</b>								
	1	2	3	4	5	6	7	Σр		1	2	3	4	5	6	7	Σр
1	0.27	0	0.03	0.34	0.32	0.04	0	1	1	0.37	0	0	0.19	0.44	0	0	1
2	0	0.96	0	0	0	0.04	0	1	2	0	1	0	0	0	0	0	1
3	0	0	0.94	0.05	0	0	0.01	1	3	0.01	0	0.47	0.39	0	0	0.13	1
4	0.26	0	0.06	0.49	0.16	0.04	0	1	4	0.1	0	0.34	0.52	0	0	0.03	1
5	0.17	0	0	0.01	0.54	0.28	0	1	5	0.03	0	0	0	0.97	0	0	1
6	0.01	0.01	0	0	0.23	0.75	0	1	6	0	0	0	0	0	1	0	1
7	0	0	0.1	0	0	0	0.9	1	7	0	0	0.13	0.02	0	0	0.85	1
$P_{0sr} = 0.70 \quad P_v = 0.19$									$P_{0sr} = 0.74 \quad P_v = 0.19$								
<b>nn50</b>									<b>nn70</b>								
	1	2	3	4	5	6	7	Σр		1	2	3	4	5	6	7	Σр
1	0.64	0	0.02	0.15	0.06	0.13	0	1	1	0.7	0	0	0.19	0.01	0.1	0	1
2	0	1	0	0	0	0	0	1	2	0	1	0	0	0	0	0	1
3	0	0	0.9	0	0	0	0.1	1	3	0	0	0.85	0	0.1	0	0.06	1
4	0	0	0	0.69	0.25	0.07	0	1	4	0.19	0	0	0.77	0.04	0	0	1
5	0	0	0	0.1	0.74	0.16	0	1	5	0	0	0.08	0.02	0.9	0	0	1
6	0	0	0	0	0.12	0.88	0	1	6	0	0	0	0	0	1	0	1
7	0	0	0	0.1	0	0	0.9	1	7	0	0	0.23	0	0	0	0.77	1
$P_{0sr} = 0.82 \quad P_v = 0.13$									$P_{0sr} = 0.86 \quad P_v = 0.11$								

Закінчення табл. 1

	nn61								nn62								
	1	2	3	4	5	6	7	Σр	1	2	3	4	5	6	7	Σр	
Підтоплені незадерновані	0.2	0	0	0.33	0.2	0.07	0.2	1	1	0.3	0	0.11	0.38	0.02	0	0.18	1
Відкриті водні поверхні	0	0.68	0	0	0	0.32	0	1	2	0	0.74	0	0	0	0.26	0	1
Сівозміна 1 суха	0.2	0	0.04	0.2	0.4	0	0.16	1	3	0.31	0	0.05	0.05	0.35	0	0.24	1
Сівозміна 1 мокра	0.2	0	0.06	0.4	0	0.2	0.14	1	4	0.23	0	0	0.57	0	0.12	0.08	1
Сівозміна 2 суха	0.16	0	0.11	0.04	0.6	0	0.09	1	5	0.1	0	0.11	0	0.65	0	0.13	1
Сівозміна 2 мокра	0	0.4	0	0.2	0	0.4	0	1	6	0	0.37	0	0.03	0	0.6	0	1
Сухі незадерновані	0.2	0	0	0.2	0.4	0	0.2	1	7	0.2	0	0.17	0.17	0.23	0	0.23	1
Сума ймовірностей	$P_{0sr} = 0.36 \quad P_V = 0.32$								$P_{0sr} = 0.45 \quad P_V = 0.28$								

У таблиці 1 відсутній клас "урбанізовані території", хоча такий клас відбиваючих поверхонь передбачався на початкових етапах, оскільки проведені дослідження показали, що він взагалі не класифікується за даними ознаками. Така ситуація складається тому, що урбанізовані території є складно побудованими і, по суті, містять у собі різні класи відбиваючих поверхонь.

Як видно з табл. 1, зі збільшенням довжини хвилі підвищується можливість розділення класів, зокрема, виділення підтоплених ділянок. Це добре узгоджується зі схемою поведінки відбиваючих поверхонь, наведеною на

рис. 1. Але зовсім інша картина спостерігається на тепловому каналі (nn61, nn62) – його інформативність є набагато меншою відносно заданих класів поверхонь, адже на цій довжині хвилі переважає власне теплове випромінювання Землі, а не відбите сонячне [5].

Найбільш інформативними при виділенні підтоплених територій виявились 5-ий (nn50) та 7-ий (nn70) канали. Це ілюструється рисунками 2 і 3, де наведено щільності розподілів зареєстрованих значень спектральної яскравості (ознаки G) для різних класів у припущенні нормального розподілу.

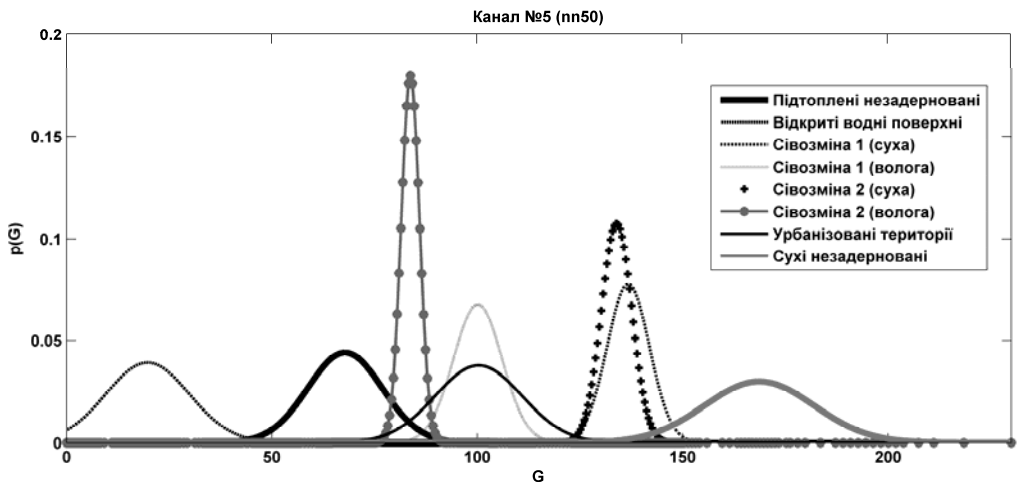


Рис. 2. Щільності розподілів значень спектральної яскравості для різних класів відбиваючих поверхонь у 5-му каналі

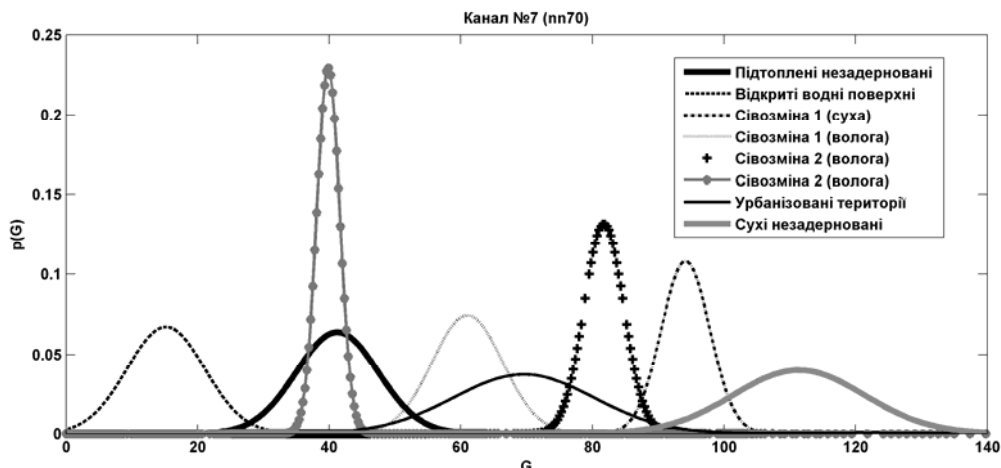


Рис. 3. Щільності розподілів значень спектральної яскравості для різних класів відбиваючих поверхонь у 7-му каналі

Із рис. 2 видно, що на 5-му каналі добре розрізняється пара "сухі" – "підтоплені не задерновані" території. Із сіво-змінами у їх "сухому" та "підтопленому" станах ситуація складніша. Пара різних сівозмін в однаковому "сухому" стані розділяються на 7-му каналі, у "підтопленому" – на 5-му. "Відкриті водні поверхні" однаково добре виділяються на обох каналах, "урбанізовані території", навпаки, перекриваються розподілами інших класів.

**Висновок.** Застосування запропонованої характеристики інформативності каналів дозволяє об'єктивно оцінити здатність каналу до диференціації класів, визначених за станом підтоплення, в тому числі, коли класів достатньо велика кількість і в умовах нечіткої їх диференціації. Метод має перспективу як засіб попере-

дньої підготовки матеріалів перед подальшим їх використанням у задачах розпізнавання стану підтоплення території в автоматизованому режимі.

1. Жуков М.Н. Метод багатомірної статистичної фільтрації різновидової інформації для вирішення задач картування та прогнозу: Дисертація... доктора геологічних наук: 04.00.05. – К., 1997. 2. Жуков М.Н., Шафранська Н.В. Метод непараметричної класифікації в задачі прогнозування уранових родовищ гідротермального прожилково-штокеркового типу // Теоретичні та прикладні аспекти геоінформатики. Т. 1: 36. наук. праць. – 2004. – С. 103-106. 3. Жуков Н.Н. Вероятностно-статистические методы анализа геолого-геофизической информации. – К., 1975. 4. Крынов Е.Л. Спектральная отражательная способность природных образований. – М., 1947. 5. Рус У. Основы дистанционного зондирования. – М., 2006.

Надійшла до редколегії 29.01.10

## ЕКОЛОГІЧНА ГЕОЛОГІЯ

УДК 504.36:574(234.421.1)

Н. Захарій, інж. II кат.,  
М. Коржнев, д-р геол.-мінералог. наук, проф.

### СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ДЕЯКИХ ПРИРОДНИХ І ТЕХНОГЕННИХ ЧИННИКІВ ВПЛИВУ НА ЗДОРОВ'Я НАСЕЛЕННЯ УКРАЇНИ

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

*Статистичний аналіз даних методами кореляційного і факторного аналізу дозволяє зробити висновок, що чинники техногенного навантаження на довкілля відображені у показниках здоров'я населення, таких як смертність та розвиток різних хвороб.*

*Statistical analysis of data by the methods of cross-correlation and factor analyses allows concluding that factors of the technogenic loading on the environment are directly reflected in the indexes of population health such as a death rate and development of different disease.*

**Постановка проблеми та аналіз останніх досліджень.** Україна більшою частиною території знаходиться на даний час на рубежі масштабної екологічної кризи, що спостерігається на тлі загострення загальнодержавних соціальних, економічних та екологічних проблем. За даними Інституту геронтології, в країні залишаються одними з найвищих показники дитячої та дорослої смертності в Європі.

Прогнози розвитку цієї ситуації, за дослідженнями в найбільших міських агломераціях, вкрай несприятливі (не втішні) для розвитку здорової держави. За дослідженнями провідних інститутів, прогнозні оцінки засвідчують, що в разі продовження існуючої стратегії розвитку країни наслідки набуватимуть катастрофічного масштабу. Спостерігається чітка тенденція значного зростання масштабів захворювань, на які впливають екологічні чинники [2].

Провести прямий статистичний аналіз впливу природних та техногенних чинників на здоров'я населення на даний момент часу майже неможливо. Існують (у відкритому доступі) лише статистичні дані за адміністративними регіонами України (областями та АР Крим) тільки за окремими чинниками [1], тому всі оцінки такого впливу носять характер наукових досліджень, які не виведені на рівень державної статистики.

Раніше дослідниками [3] було проаналізовано досить обмежений набір статистичних даних за 1999-2001 рр по областях України, що відносилися до видобутку мінеральної сировини, рівня водонавантаження, розвитку промисловості, викидів шкідливих речовин у повітря, скидів забруднених вод, розораності територій, їх лісистості, щільності населення, індексу розмаїття рослинності суші. За цими даними було проведено порівняння дитячої смертності та смертності населення від загальних причин. Під час цих досліджень було зроблено висновки, що перша пов'язана з промисловими викидами в повітря, скидами забруднених вод і

щільністю населення (що, в свою чергу, пов'язано з видобутком мінеральної сировини і розвитком промисловості), а друга – з розораністю територій (веденням сільського господарства). Незважаючи на неоднозначність цих висновків, вони заслуговують на увагу.

**Постановка завдання.** Метою даної статті є проведення статистичного аналізу на більш широкій основі, що включає дані про захворюваність населення, підтвердження вже відомих та відкриття нових взаємозв'язків між екологічними чинниками та показниками здоров'я населення України.

**Виклад основного матеріалу.** Є певні принципи статистичного порівняння показників здоров'я населення з чинниками, які на нього впливають. Треба пам'ятати, що: 1 – не можна порівнювати чинники пізніх періодів з показниками здоров'я більш ранніх періодів; 2 – для різних чинників існує певний період (лаг) між часом його прояву у довкіллі й часом його прояву у показниках впливу на здоров'я населення. Крім того, існують так звані "сталі чинники", співвідношення яких між різними адміністративними областями не дуже змінювались за останнє десятиріччя. До них належать зосередженість промисловості, видобуток корисних копалин, лісистість і розораність територій, навіть викиди у повітря і скиди у водне середовище, які є похідними від зосередженості промисловості. Такий показник, як дитяча смертність, визначається, значною мірою, здоров'ям батьків, яке, якщо не враховувати генетичну спадковість, залежить від умов всього їхнього життя.

Тому, враховуючи це, для порівняння шляхом кореляційного аналізу до вихідної матриці було включено дані за різні періоди, починаючи з періоду 1985-1990 рр (внесення мінеральних добрив і пестицидів) до смертності з основних причин смерті і дитячої смертності за 2000, 2001, 2004, 2007 роки. Своєї обмеженості вносила доступність статистичних даних. Наприклад, дані про