

основи. Максимальні ефективні товщі відмічаються в свердловині № 2 (Чернетчинська) і № 9 (Хухрянська), де вони відповідно складають 30 і 28 м.

Виявлення в свердловинах 1, 5, 6, 9 покладів ВВ, пов'язаних із зонами підвищеної тріщинуватості порід фундаменту та низів осадової товщі нижнього карбону, а також наявність майже в усіх свердловинах тектонітів, катаклазитів, слідів гідротермальної та метасоматичної діяльності свідчать про інтенсивне роздроблення порід та флюїдодинамічні процеси у зонах тріщинуватості. Відображення цих зон у ландшафті свідчить про їх неотектонічну активність.

За даними багатьох дослідників [184–186], в присутності ВВ багато металів з перемінною валентністю переходять в більш рухомі форми. Мігруючи по зонах розломів у більш високі горизонти, вони накопичуються в ґрунтовому шарі. Ці процеси, очевидно, проходять інтенсивніше в неотектонічно активних зонах розломів та зонах підвищеної тріщинуватості. Про це свідчать результати геохімічної зйомки ґрунтів, виконаної у межах району досліджень.

Створення бази даних на територію Хухринсько-Чернетчинської площі в середовищі ArcGIS

На першому етапі були проведені роботи по введенню всіх зібраних даних на територію дослідження в середовище ArcGIS (рис. 2.56):

- Свердловини. (продуктивні, непродуктивні).
- Карта розломів, крайові та регіональні порушення.
- Ізогіпси структурного горизонту В 20, В21.
- Контур родовища за даними сейсморозвідки.
- Геохімічні аномалії.
- Теплові аномалії на території родовища.

Для створення гіперкубу даних було проведено ряд додаткових досліджень, а саме:

- побудова морфометричних показників рельєфу (карт глибини розчленування рельєфу);
- побудова карт товщин;
- виділення лінеamentів та їх зон і створення карт щільності лінеamentів
- побудова неотектонічної схеми з виділенням неотектонічних блоків різного ступеню активності
- спектрометрування для виявлення оптичних аномалій рослинного покриву (див. рис. 2.56).

Таблиця 2.9.

Проявлення структур різного рангу на результуючій карті розподілу вихідної ймовірності (результат інтеграції геопросторових даних, див. рис. 2.55)

Назва	Ранг структури	Значення ймовірності
Безіменне	родовище газове	від 0.75 до 0.35
Одеське	родовище газове	від 0.75 до 0.45
Голіцінське	родовище газоконденсатне	0.95
Південноголіцінське	родовище газове	від 0.85 до 0.60
Шмідтівське	родовище газоконденсатне	0.95
Архангельське	родовище газове	0.85
Шгормове	родовище газоконденсатне	0.85
Кримське	родовище газове	від 0.85 до 0.60
Біостромна	підготовлена до буріння	0.15
Південнофлангова	-<	0.15
Чарівна	-<	0.15
Малікова	-<	0.50
Мирна	-<	0.15
Рифтова	-<	0.6
Осетрова	-<	0.6
Пондійська	-<	0.7
Сельського	-<	0.5
Шгормова Глибинна	-<	0.65
Шпильова	-<	від 0.75 до 0.50
Прибійна	-<	від 0.75 до 0.50
Сх.Шмідта	-<	від 0.75 до 0.50
Альбатрос	-<	0.85
Комсомольська	виявлені геофіз. дослідж	від 0.75 до 0.50
Зональна	-<	0.5
Північноголіцінська	-<	від 0.85 до 0.50
Миколаївська	-<	0.15
Мартівська	-<	бракданих
Західнокрейдяна	-<	0.45
Міжводненська	-<	0.75
Прадіпоровська	структура, виведена з буріння з негативним результатом	0.15
Флангова	-<	0.10
Гамбурцева	-<	0.15
Федорівська	-<	0.25
Каркініцька	-<	0.45 на заході до 0.05 на сході
Десантна	-<	0.05
Дельфін	-<	0.15

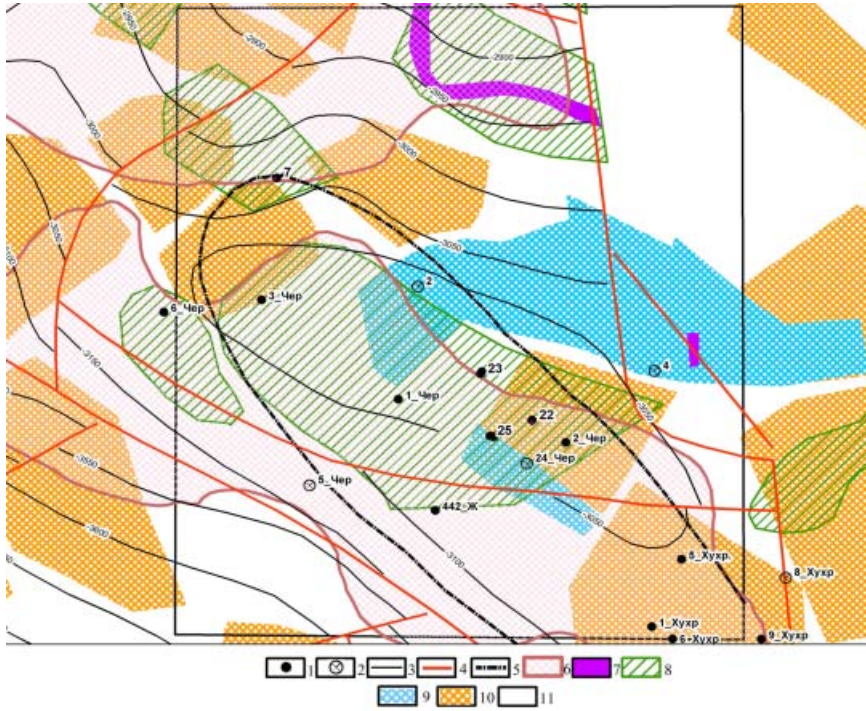


Рис. 2.56. База даних на територію Хухринсько-Чернетчинської площі в середовищі ArcGIS 9.3.

1 — свердловини продуктивні; 2 — свердловини непродуктивні; 3 — ізогіпси покрівлі відбивного горизонту В-21; 4 — розривні порушення; 5 — контур ЗНК; 6 — геохімічні аномалії (В. І. Ланчинський, 1992–1996 рр.); 7 — аномалії термопрофілю (І. Ф. Осадчий, 1998 р.); 8 — оптичні аномалії рослинного покриву (О. І. Архіпов, 1994–1996 р.) [187]; неотектонічні блоки: 9 — понижені; 10 — підвищені; 11 — територія досліджень

Методика автоматизованої побудови морфометричних показників рельєфу

Морфоструктурний аналіз полягає у встановленні взаємозв'язків між експонованим рельєфом і структурами земної кори. В основі його лежить положення про те, що як форми та комплекси форм рельєфу, так і окремі його морфографічні, морфометричні і динамічні характеристики обумовлені диференційованими проявами ендегенних процесів. Таким чином, вони обумовлені напрямком та інтенсивністю тектонічних рухів, передусім новітніх, складом гірських порід та формою їх залягання. Принцип морфоструктурного (структурно-геоморфологічного) аналізу полягає у вирішенні “зворотної задачі”, тобто у відшукуванні рис геологічної структури і тектонічних рухів, відображених у рельєфі [168–171]. При морфоструктурному аналізі всебічно аналізується рельєф і виявляються лінійні та площинні морфоструктури.

Лінійні морфоструктури корелюють з лінійними геологічними тілами — передусім розломами і розломними зонами, зонами тріщинуватості, флексурами тощо. На морфоструктурній схемі, яка складається за результатами дешифрування, в залежності від ширини відповідної структури і масштабу схеми, вони можуть бути представлені як лінійні об'єкти або як вузькі, видовжені блоки (останні найчастіше прилегли до потужних розломних зон).

Площинні морфоструктури відповідають ізометричним блокам, конфігурація яких визначається

формою лінійних об'єктів, що їх обмежують. Площинні морфоструктури можуть мати округлу форму (відповідають кільцевим структурам, куполам, мульдам), еліпсоподібну (корелюють з брахіскладками), форму багатокутника (блоки земної кори низьких порядків, обмежені лінійними розломами типу наскрізних).

При структурно-геоморфологічних дослідженнях використовувалася апріорна структурна та геоморфологічна інформація в програмному продукті ArcGIS. Враховуючи, що багато видів розчленування рельєфу прямо або побічно відбивають тектонічні рухи і структури, прийоми гіпсометричного аналізу займають важливе місце. В зв'язку з цим був проведений аналіз розчленування рельєфу, одним з яких є ступінь вертикального розчленування, а саме — визначення “енергії” рельєфу — відношення різниці екстремальних висот в межах цієї ділянки до його площі. Це дає матеріал для структурно-геоморфологічного аналізу з подальшою структурною інтерпретацією, яка дозволяє встановити зв'язок між ступенем розчленування і тектонічними рухами. Для реалізації структурно-геоморфологічних досліджень запропоновано модель проведення структурно-геоморфологічного ГІС-аналізу, основана на морфометричному методі пошуку тектонічних структур, розробленому В. П. Філософовим [168, 189, 190, 191].

В якості вихідних даних використовувалися матеріали радарної топографічної зйомки SRTM пер-

шого рівня. Оцінка точності матриці висот SRTM [209] показала, що вона відповідає масштабу 1:100 000. Розрахунок морфометричних показників рельєфу здійснювався в ArcGIS 9.3.

Для автоматизованого розрахунку глибини розчленування рельєфу (різниця між максимальною і мінімальною абсолютними відмітками рельєфу в межах одиниці площі) в середовищі ModelBuilder були розроблені геоінформаційні моделі, об'єднані у набір інструментів “Морфометрія рельєфу” (рис. 2.57).

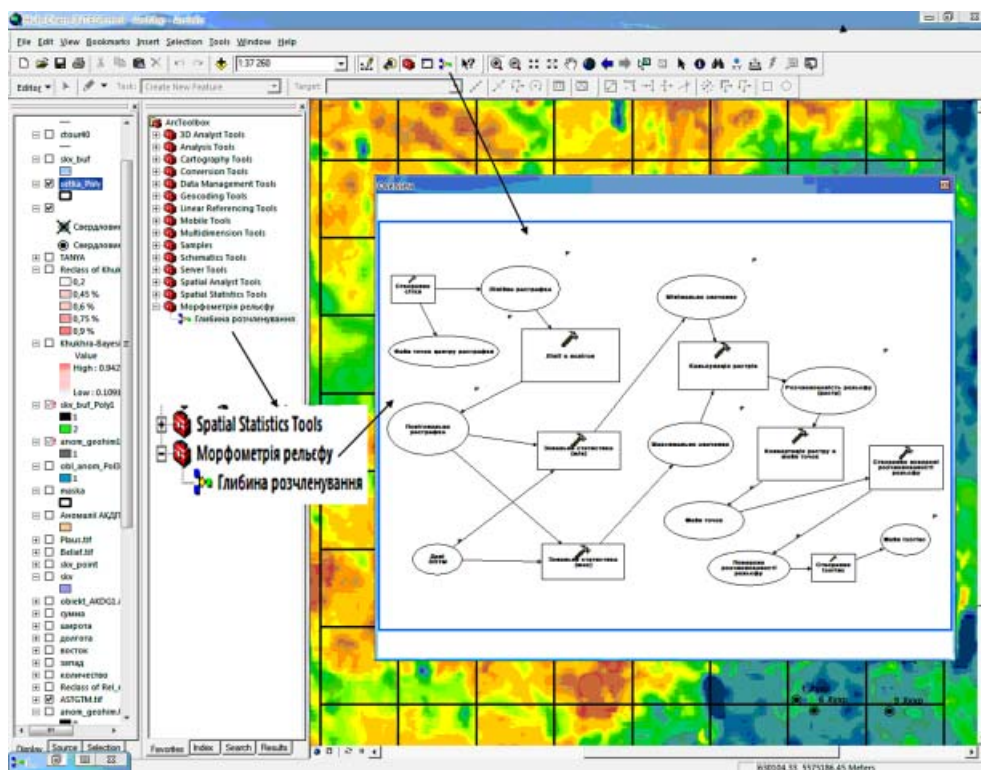


Рис. 2.57. Геоінформаційна модель “Глибина розчленування рельєфу”

Вихідними шарами в кожній моделі виступали SRTM, а також векторний полігональний шар у вигляді мережі квадратів розміром 1×1 км, що покриває повністю територію досліджень. Побудова цих полігонів була здійснена за допомогою інструменту “Create Fishnet” набору “Data Management Tools”.

У рамках кожного квадрата розміром 1×1 км визначалися максимальні і мінімальні абсолютні відмітки висоти місцевості. Ці дані зберігалися як окремі грід-моделі, а потім розраховувалася їхня арифметична різниця. Результат конвертувався у векторний точковий шар, по якому створювалася поверхня глибини розчленування рельєфу на територію Хухрянського родовища (рис. 2.58).

Таким чином, була отримана растрова поверхня, яка відображає значення глибини розчленування рельєфу на території Хухрянського родовища для внесення до гіперкубу даних.

Створення карт щільності лінементів на територію Хухрянсько-Чернетчинської площі в середовищі ArcGIS

Окрім морфометричних показників, для створення вихідного куба геопросторових даних був проведений пошук додаткових ознак (зон геодинамічного впливу активних розривних порушень, за якими можна з високою точністю локалізувати родовища ВВ. Для цього виконувалася лінементний аналіз для виявлення розривних порушень і зон

їхнього геодинамічного впливу за даними ДЗЗ. Для аналізу лінійних елементів використовувалися два різних підходи: статистичний аналіз і побудова лінементів.

У статистичному аналізі оцінювалося розташування лінійних елементів кожного напрямку на досліджуваній площі.

Характеристики рельєфу, що формують особливості зображень космічних знімків, визначені поступовими та імпульсними, вертикальними та горизонтальними рухами земної кори [193, 194]. Компоненти природно-територіальних комплексів різного рангу чітко реагують на зміни фізичних полів, механічні переміщення блоків, геохімічні перетворення, які визначаються локальними та регіональними закономірностями переносу речовини та енергії у надрах. Вишукуючи зворотну задачу, тобто аналізуючи особливості природно-територіальних комплексів, можна відтворити геодинамічну модель досліджуваного регіону.

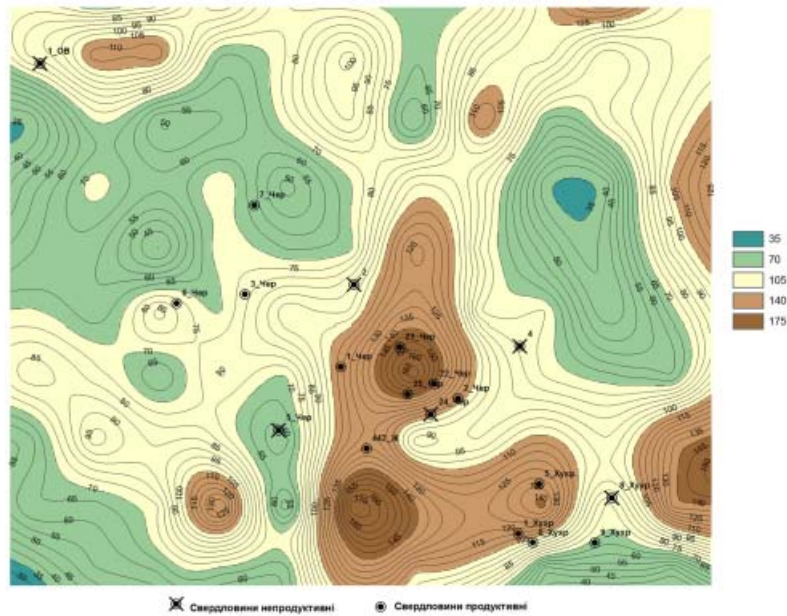


Рис. 2.58. Поверхня глибини розчленування рельєфу на Хухринсько-Чернетчинську площу

Результатом дешифрування космічних знімків із виділенням прямолінійних елементів зображення є вихідна схема лінементів (рис. 2.59). Її складовими є різноспрямовані лінії — елементарні лінементи відповідного порядку. Порядок лінементів визначається масштабом і розрізненням вихідного зображення.

Розташування лінементів на вихідній схемі, особливо у платформених регіонах, не дозволяє однозначно судити про розташування тектонічних дислокацій, тому вихідна схема лінементів повинна підняти подальшому обробленню. Завданням перетворення вихідної схеми лінементів є перехід

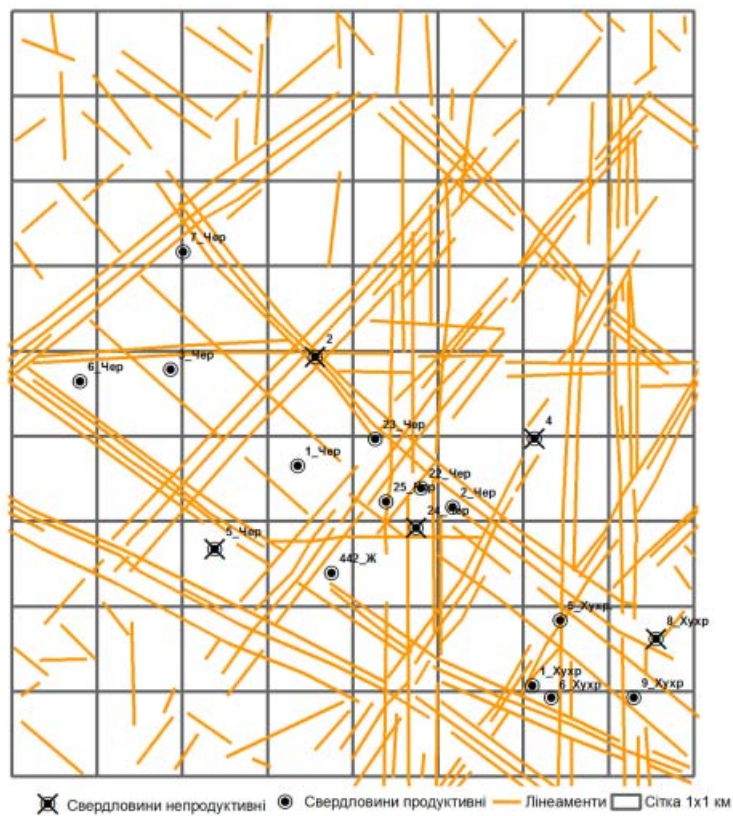


Рис. 2.59. Вихідна схема лінементів

до континуального поля лінеаментів, яке відображає просторові неоднорідності тектонічних напружень. При цьому головним завданням аналізу залишається виявлення розломів і геодинамічних зон. Похідні карти лінеаментів дозволяють перейти до аналізу континуального лінеаментного поля, яке відображає просторову неоднорідність тектонічної роздробленості земної кори, її тектонічно-напружений стан.

Ступінь генералізації дистанційних даних, що є основою для виділення лінеаментів, та масштаб підсумкових карт визначають розмір вікна-ґрида. У той же час, варіювання параметрами інтерполяції дозволяє виділяти аномалії поля лінеаментів у залежності від масштабу та особливостей геологічної будови території. Щільність і частота лінеаментів відображається ізолініями із пошаровим зафарбуванням.

За допомогою створеної методики побудови похідних карт лінеаментів на основі ПС створюються карти (у вигляді поверхонь та ізоліній):

- загальної щільності лінеаментів;
- щільності лінеаментів певних напрямків;
- частоти лінеаментів;
- щільності вузлів перетину лінеаментів;
- анізотропії лінеаментів.

Взагалі похідні карти лінеаментів можна поділити на такі групи: площинні карти лінеаментів, карти напрямків лінеаментів, карти інтерпретації поля лінеаментів. До першої групи належать карти частоти лінеаментів, загальної (питомої) щільності лінеаментів, щільності лінеаментів певного простягання. При побудові площинних карт лінеаментів ключовим моментом є вибір розмірів елементарного вікна, у межах якого підраховуватимуться наступні показники: кількість лінеаментів, їхня довжина. Зазвичай використовуються елементарні вікна розміром від 0.5×0.5 км для великомасштабних зображень до 5×5 км для середньомасштабних. В елементарному вікні площею s визначаються кількість лінеаментів n , довжина окремих лінеаментів l_1, l_2, \dots, l_n , кількість лінеаментів c . За допомогою цих параметрів можна обчислити:

$$\text{площинну частоту лінеаментів: } F_s = \frac{n}{s}, \quad (2.72)$$

загальну (питому) щільність лінеаментів:

$$F_s = \sum_1^n \frac{l}{s}, \quad (2.73)$$

$$\text{середню довжину лінеаментів } L = \sum_1^n \frac{l}{n}. \quad (2.74)$$

Розміри елементарного вікна визначають значення вищенаведених величин, показники яких при збільшенні або зменшенні величини вікна змінюються непропорційно. Як зазначають Л. Н. Васильєв, В. М. Моральов та інші, базуючись на аналізі лінеаментних мереж Кольського півострова, при

збільшенні величини елементарного вікна у два рази довжина і щільність лінеаментів збільшуються непропорційно — менше, ніж у чотири рази. Такі перетворення свідчать про скейлінговий характер лінеаментів [195].

Кarti інтерпретації лінеаментів дозволяють аналізувати континуальні лінеаментні поля і мережі. Серед них найважливіше практичне значення мають карти щільності вузлів лінеаментів та анізотропії поля лінеаментів, а також лінеаментних зон. Кarti щільності вузлів лінеаментів, або “тектонічної напруженості” будуються шляхом підрахунку вузлів перетину лінеаментів у елементарному вікні:

$$T_s = \frac{c}{s} = n - \frac{l}{s}. \quad (2.75)$$

Кarti анізотропії поля лінеаментів відображають неоднорідності довжин лінеаментів, що входять до взаємоперпендикулярних систем. Показник анізотропії обчислюється за формулою:

$$A = |\Sigma l_a - \Sigma l_c| + |\Sigma l_b - \Sigma l_d|, \quad (2.76)$$

де l_a, l_b, l_c і l_d — довжини лінеаментів у взаємоперпендикулярних секторах роз-діаграми [195]. Кarti лінеаментних зон будуються на основі карти щільності лінеаментів — прослідковуються ланцюжки аномалій щільності, які і виділяються як лінеаменти зони. Останні корелюють з регіональними глибинними розломами. Ізометричні аномалії щільності дещо більшої величини вказують на положення структурних вузлів, тобто вузлів перетину різноспрямованих розломів.

Щільність лінеаментів інтерпретується як канали міграції ВВ та зони розуцільнення, що просторово збігаються з пастками ВВ, за якими відбувається перенос енергії та речовини з нижніх горизонтів земної кори в осадовий чохол. Розрахунки полів щільності лінійних елементів різного напрямку проводилися в ArcGIS у напівавтоматичному режимі для подальшої геолого-геофізичної інтерпретації (рис. 2.60–2.63).

Крім цього, в залежності від простягання, були виявлені як позитивні, так і негативні ознаки нафтогазонасності, одні з яких сприяють формуванню умов для міграції та локалізації ВВ в осадовому чохлі, а інші навпаки екранують процес перетікання ВВ.

Отримані поверхні були приведені до просторового розрізнення 30 м для подальшого їх використання в гіперкубі даних для інтегрування всіх шарів вихідних даних.

Процедура інтегрування геопросторової інформації

Вихідними даними для інтеграції на Хухринсько-Чернетчинську площу є просторові шари, що містяться у відповідних файлах різних форматів і систем координат [196]:

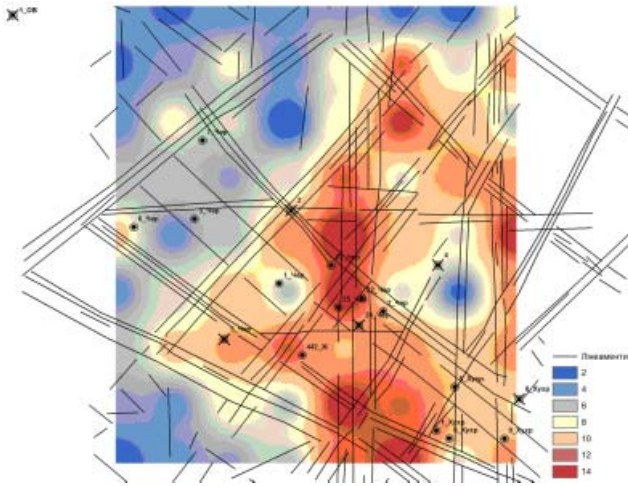


Рис. 2.60. Щільність частоти лінеаментів

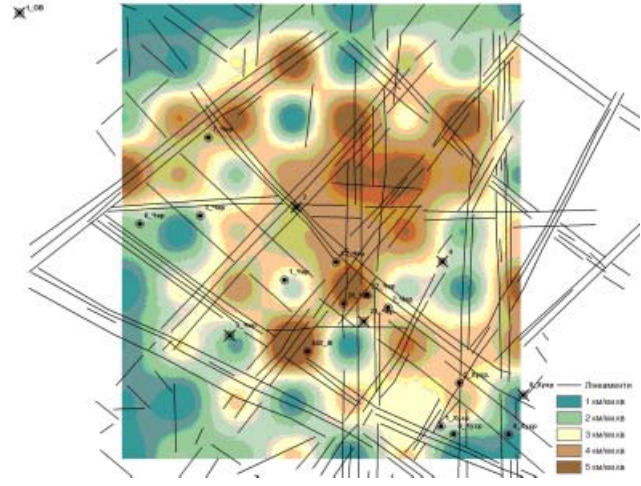


Рис. 2.61. Загальна щільність лінеаментів у східному напрямку

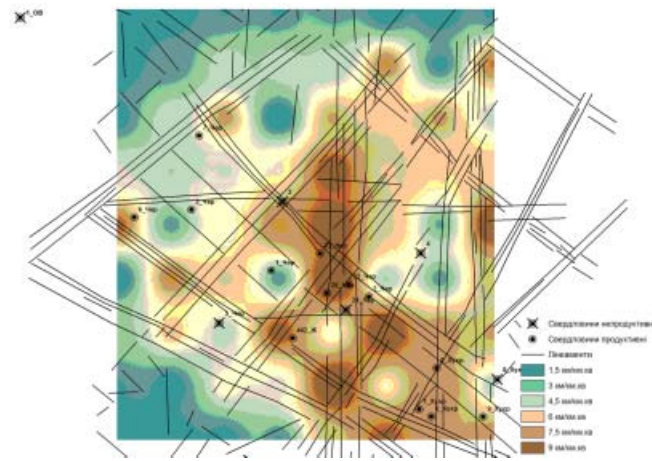


Рис. 2.62. Загальна щільність лінеаментів у західному напрямку

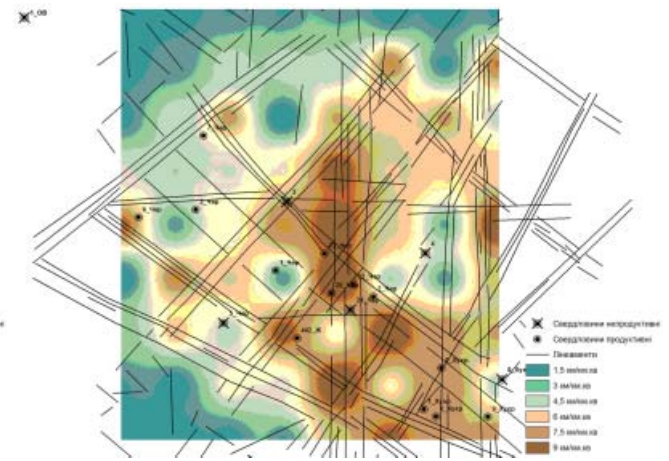


Рис. 2.63. Загальна щільність лінеаментів

- супутникові зображення Landsat/ETM+, 6 спектральних каналів, формат ENVI BSQ;
- рельєф місцевості SRTM v3, формат DEM HGT;
- температура поверхні [K], формат ENVI BIN;
- карти щільності лінеаментів, 4 шт. з кроком 45°, формат GeoTIFF;
- карта структурних горизонтів, формат ArcGIS SHP;
- карта неотектонічних блоків формат ENVI BIN;
- карта геохімічних аномалій, формат GeoTIFF;
- площі оптичних аномалій, рослинного покриву формат ENVI BSQ;
- розташування продуктивних/непродуктивних свердловин, формат GeoTIFF;
- карти товщин, формат GeoTIFF;
- карта глибини розчленування рельєфу, формат GeoTIFF.

Після підключення всіх джерел створюються зв'язки між вхідними файлами, перетворювачем та вихідним файлом. В результаті виконання створеного проекту був сформований вихідний

куб геопросторових даних, готових до інтеграції.

За результатами інтеграції геопросторових даних тестового прикладу одержано розподіл вихідної ймовірності, показаний на рис. 2.64.

Графічний образ просторового розподілу інтегрального індикатора дистанційних та геолого-геофізичних даних можна трактувати як комплексну оцінку нафтогазоперспективності досліджуваної площі. Так, ділянка, яка розташована на північний захід від родовища найменш придатна для подальшого вивчення. Ділянка в центрі родовища між продуктивними свердловинами №№ 23, 22, 25, 442, 1, 5 виявлена яка найбільш вірогідна, св. № 24 (розташована в цій самій зоні) — непродуктивна скоріше за все тому, що вона попадає на перетин зон лінеаментів (див. рис. 2.63). Непродуктивні свердловини №№ 2, 4, 5 — розташовані в зонах 30% вірності. Як перспективні можна визначити дві ділянки: перша — у північно-західному кутку (60–75% імовірності), яка поділяється на декілька, з яких дві є

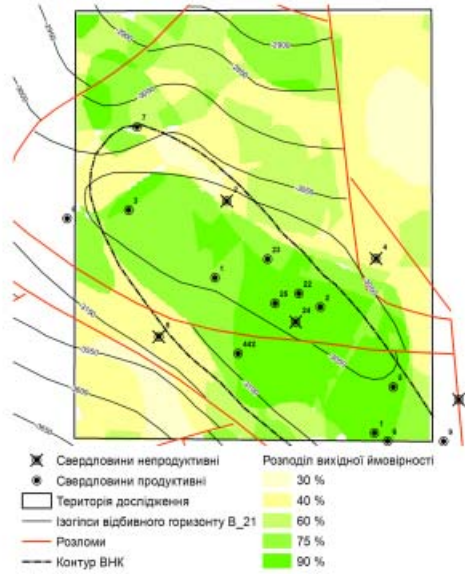


Рис. 2.64. Хухринсько-Чернетчинська площа. Розподіл вихідної ймовірності за результатами інтеграції геопросторових даних

найбільш перспективними (на північний захід від св.№ 7 та на півночі) та друга — в центральній частині родовища між свердловинами №1, 3 2.

2.11. Інтеграція дистанційних та геолого-геофізичних даних при пошуках покладів нафти та газу на суходолі

2.11.1. Інтеграція дистанційних та геолого-геофізичних даних за удосконаленням методом Демпстера-Шейфера

Великі об'єми даних, які отримуються від різних інформаційних джерел при вирішенні природоресурсних завдань, вимагають наявності адаптованого і гнучкого науково-методичного апарату їх інтеграції та сумісного оброблення. Існує багато підходів до вирішення зазначеного питання. Серед них: метод Байеса [199]), теорія неточних ймовірностей (П. Воллі [200], Т. Файн [201], В. Кузнецов [202]), теорія можливостей (Л. Заде [203], Д. Дюбуа і Г. Прад [204]), підхід Демпстера-Шейфера (А. Демпстер [205], Г. Шейфер [206], Р. Ягер [207], Ф. Сметс [208], Т. Інагакі [209]). Таке різноманіття підходів до інтегрування даних породжує проблему вибору підходу, який може бути застосований для конкретної ситуації. Нижче ми будемо спиратися на підхід Демпстера-Шейфера, оскільки запропоновані і розвинені названими вченими методи дозволяють доволі просто здійснювати інтеграцію даних, а також мають низку інших переваг.

Теорія свідчень Демпстера-Шейфера (ТСДШ) може бути інтерпретована як узагальнена теорії ймовірності. Так у теорії ймовірності свідчення пов'язані тільки з однією із можливих подій. У ТСДШ свідчення може бути пов'язано одночасно з кілько-

Висновки

Таким чином, класифікація дистанційних даних з урахуванням геолого-геофізичної складової дає можливість без створення спеціальних бібліотек для геологічних об'єктів визначати ступінь подібності прогнозних ділянок і типових еталонів на певний регіон та виокремлювати ділянки різного рангу перспективності. Для створення гіперкубу даних та їх подальшої інтеграції здійснювались перетворення даних за допомогою процедур трансформації. В результаті інтеграції створюється графічний образ просторового розподілу інтегрального індикатора дистанційних та геолого-геофізичних даних, який можна трактувати як комплексну оцінку нафтогазоперспективності досліджуваної площі. Коefіцієнт кореляції Спірмена, за даними 13 розвідувальних свердловин, становить 0.786, що свідчить про достатню ефективність запропонованої методики [197]. Запропонований підхід дозволяє інтегрувати зазначені дані, будувати карти просторового розподілу функції довіри схожості з позитивними структурами покладів ВВ, що є підставою для прийняття інформаційних рішень [198].

ма можливими подіями — множиною подій. В результаті, в ТСДШ вони можуть мати сенс на більш високому рівні абстракції без необхідності вдаватися до припущень щодо свідчення в межах множини. Там, де свідчення достатньо обґрунтовані та дозволяють однозначно визначити їх ймовірність, ТСДШ використовує модель традиційної ймовірності. Однією з її найбільш важливих особливостей є те, що вона дозволяє усунути неоднозначність визначення різного рівня точності в відношенні інформації та виключає необхідність у додаткових припущеннях щодо її подання. Крім того, вона дозволяє визначити пряму невизначеність відгуку системи у випадку, коли неточності на вході та на виході характеризуються множиною або інтервалом.

В рамках ТСДШ є три важливі функції, на які слід звернути увагу:

функція базового ймовірнісного розподілу (Basic Probability Assignment — ВРА), або функція маси (m);

- функція довіри (Belief — Bel);
- функція правдоподібності (Plausibility — Pl).

Функція базового ймовірнісного розподілу (функція маси) є основою теорії свідчень. В загальному випадку, термін “базова ймовірність розподілу” не відноситься до ймовірності в класичному сенсі. ВРА, яка характеризується m, лежить в інтервалі [0, 1], де ВРА пустої множини \emptyset дорівнює 0, а сума всіх підмножин її дорівнює 1. Значення

ВРА для множини A , яке можна записати як $m(A)$, виражає частку всіх відповідних і наявних свідчень, які підтримують твердження, що певний елемент Ω (універсальна множина або основа аналізу) належить множині A , але не її підмножині [206]. Значення $m(A)$ характеризує тільки множину A і не надає ніяких додаткових даних щодо її підмножин. Будь-які додаткові свідчення підмножини A представляються іншими значеннями ВРА ($B \subset A$) $m(B)$, які характеризують підмножину B . Формально m може бути представлена за допомогою наступних трьох рівнянь:

$$m: P(\Omega) \rightarrow [0,1], \quad (2.77)$$

$$m(\emptyset) = 0, \quad (2.78)$$

$$\sum_{A \in \Omega} m(A) = 1, \quad (2.79)$$

де $P(\Omega)$ — характеризує множину Ω , \emptyset — пуста множина, A — характеризує множину, яка задовольняє вимозі $A \in \Omega$.

Деякі дослідники вважають правильним інтерпретувати функцію базового ймовірнісного розподілу як класичну ймовірність [211, 212]. Це іноді корисна інтерпретація ТСДШ, проте вона не демонструє повний спектр репрезентативних можливостей ВРА. Тому, в загальному випадку, ВРА не можна порівняти до класичної ймовірності.

Завдяки величині функції базового ймовірнісного розподілу можуть бути визначені верхня і нижня границі довірчого інтервалу. Цей інтервал містить точну ймовірність множини інтересів (в класичному розумінні) і обмежений двома неадитивними безперервними величинами — *Belief* і *Plausibility*. Нижня границя множини A (*Belief*) визначається як сума всіх ВРА, які належать підмножині B множини інтересу A ($B \subseteq A$). Верхня межа (*Plausibility*) є сумою всіх ВРА множини B , які перетинаються з множиною інтересу A ($B \cap A \neq \emptyset$).

У загальному випадку, для всіх A , які задовольняють умові $A \in \Omega$ [206],

$$Bel(A) = \sum_{B|B \subseteq A} m(B), \quad (2.80)$$

$$Pl(A) = \sum_{B|B \cap A \neq \emptyset} m(B). \quad (2.81)$$

Величини *Belief* і *Plausibility* є неадитивними. Це означає, що сума всіх значень величини *Belief* може не дорівнювати 1, так само як і для *Plausibility*.

Використовуючи вираз (4) можна визначити значення функції маси таким чином:

$$m(A) = \sum_{B|B \subseteq A} (-1)^{|A-B|} Bel(B), \quad (2.82)$$

де $|A-B|$ — різниця двох основних множин.

Крім того, величини *Belief* і *Plausibility* можуть бути отримані одна з одної. Так, наприклад, значен-

ня функції *Plausibility* може бути отримано за допомогою функції *Belief* як:

$$Pl(A) = 1 - Bel(\bar{A}), \quad (2.83)$$

де \bar{A} — протилежна подія A .

Визначення функції *Plausibility* з точки зору функції *Belief* виходить з того, що сума всіх основних свідочств повинна дорівнювати 1.

$$Bel(\bar{A}) = \sum_{B|B \subseteq \bar{A}} m(B) = \sum_{B|B \cap A = \emptyset} m(B), \quad (2.84)$$

$$\sum_{B|B \cap A = \emptyset} m(B) = 1 - \sum_{B|B \cap A \neq \emptyset} m(B). \quad (2.85)$$

Наслідком рівнянь (2.84) і (2.85) є можливість визначення значення двох інших функцій при умові, що відома будь-яка одна з $m(A)$, $Bel(A)$, $Pl(A)$. Величина ймовірності події (в класичному розумінні) перебуває в межах нижньої і верхньої границь — *Belief* і *Plausibility*, відповідно (рис. 2.65).

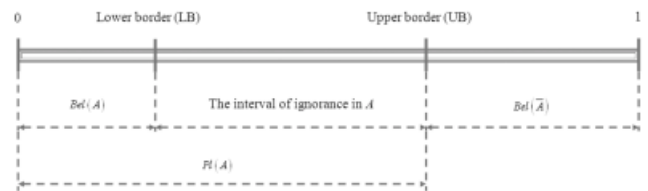


Рис. 2.65. Співвідношення між довірою та правдоподібністю події A

$$Bel(A) \leq P(A) \leq Pl(A). \quad (2.86)$$

Ймовірність визначається однозначно, якщо $Bel(A) = P(A)$. У цьому випадку, це відповідає класичній теорії ймовірності, тобто всі ймовірності $P(A)$ однозначно визначаються для всіх підмножин A універсальної множини Ω [207, с. 97]. В іншому випадку функції $Bel(A)$ і $Pl(A)$ можна розглядати як нижню і верхню границю ймовірності, відповідно, де фактичне значення ймовірності знаходиться в інтервалі, що описується. Верхня і нижня границі ймовірності, які отримані іншими теоретико-інформаційними підходами, не можуть бути безпосередньо інтерпретовані як функції *Belief* і *Plausibility* [213, с. 216].

Демпстером було запропоновано комбінаційне правило. Відповідно до нього значення функцій *Belief* і *Plausibility* виводяться на основі поєднання основних свідчень. Зазначене правило дозволяє об'єднати кілька значень функцій *Belief* на основі значень функції маси (m). Ці функції визначені однією системою розпізнавання, але базуються на незалежних свідченнях. Питання про незалежність є вирішальним чинником при об'єднанні даних.

Комбінаційне правило Демпстера представляє собою чисту логічну операцію "І" (AND). Воно базується на операції кон'юнкції свідчень [214]. Зокрема, комбінація свідчень, яку ще можна назвати інтегруванням $m_{1,2}$, розраховується за такою формулою [206]:

$$m_{12}(A) = \frac{\sum_{B \cap C = A} m_1(B) m_2(C)}{1 - K}, A \neq \emptyset, \quad (2.87)$$

$$K = \sum_{B \cap C = \emptyset} m_1(B) m_2(C). \quad (2.88)$$

Коефіцієнт K характеризує конфліктність джерел та визначається як сума значень функції маси всіх множин, перетин яких є порожнім. Це правило є комутативним, асоціативним, але неїдемпотентним або безперервним. Таким чином, платформа для інтегрування даних від різних джерел може бути представлена сукупністю виразів (2.87) та (2.88).

Знаменник $(1-K)$ в правилі Демпстера (209) представляє із себе нормалізуючий фактор. Нормалізація звичайно потрібна, але L. Zadeh показав [215], що в умовах значного конфлікту між джерелами така операція може приводити до невірних оцінок (проблема суперечливих свідочств, [207]). Тому було запропоновано новий метод інтегрування даних від різних джерел. Суть його полягає в наступному.

Припустимо, за результатами аналізу даних сформована основа аналізу Ω з кардинальним числом 2^N , яка включає усю сукупність гіпотез, пусту множину \emptyset та безпосередньо саму множину Ω . Сукупність гіпотез характеризується розподілом мас у вигляді відповідного вектора \mathbf{m} . За результатами аналізу даних i -го джерела сформована сукупність гіпотез A , яка охарактеризована ВРА \mathbf{m}_i , а за результатами аналізу даних j -го джерела — сукупність гіпотез B , яка охарактеризована ВРА \mathbf{m}_j . Тоді відстань між двома сукупностями гіпотез (двома відповідними ВРА) може бути обчислена за допомогою наступного виразу [216]:

$$d_{BPA}(\mathbf{m}_i, \mathbf{m}_j) = \frac{\mathbf{m}_i \cdot \mathbf{m}_j}{\|\mathbf{m}_i\| \cdot \|\mathbf{m}_j\|}. \quad (2.89)$$

Для визначення конфліктності двох інформаційних джерел використовуємо такий вираз [217]:

$$conf_{BPA}(\mathbf{m}_i, \mathbf{m}_j) = \Psi(m_i, m_j) \cdot P_i(A_{\max}) \cdot P_j(B_{\max}), \quad (2.90)$$

де $P_i(A_{\max}), P_j(B_{\max})$ — імовірність гіпотези за результатами аналізу даних i -го та j -го джерел, відповідно, $\Psi(m_i, m_j)$ розраховується таким чином:

$$\Psi(m_i, m_j) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } A_{\max} \cap B_{\max} \neq \emptyset; \\ 1, & \text{якщо } A_{\max} \cap B_{\max} = \emptyset; \end{cases} \quad (2.91)$$

де A_{\max}, B_{\max} — гіпотеза, яка має максимальне значення імовірності, за результатами аналізу даних i -го та j -го джерел, відповідно.

Корельованість двох сукупностей гіпотез може бути розрахована як

$$cor_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j) = \begin{cases} \frac{P_i(A_{\max}) + P_j(B_{\min})}{2}, & \text{якщо } A_{\max} = B_{\max}; \\ \frac{P_i(A_{\max}) + P_j(B_{\min})}{2}, & \text{якщо } A_{\max} \neq B_{\max}. \end{cases} \quad (2.92)$$

Такий підхід можна пояснити наступним чином. Конфлікт між двома відповідними ВРА може бути інтерпретований так: перше джерело підтримує одну гіпотезу, а друге — іншу, і зазначені гіпотези несумісні (їх перетин дає пусту множину). Введений коефіцієнт конфлікту відображає ступінь розбіжності пари максимальних суб'єктивних ймовірностей конфліктуючих джерел, проте він не дає можливості оцінити різницю між двома неконфліктними джерелами. З огляду на це, запропоновані відстань $d_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$ та коефіцієнт корельованості $cor_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$ двох сукупностей гіпотез дозволяє оцінити різницю між конфліктними або неконфліктними джерелами з різних сторін — з геометричної та логічної точок зору.

Також необхідно відмітити, що розрахунок відстані, що представлена виразом (13), коефіцієнтів конфліктності та корельованості передбачає трансформацію значення ВРА у імовірність. Для цього скористаємось таким виразом:

$$P(A_n) = Bel(A_n) + \frac{BEL Bel(A_n) + (1-BEL) Pl(A_n)}{\sum_{n=1}^N (BEL Bel(A_n) + (1-BEL) Pl(A_n))} \cdot (1-BEL), \quad (2.93)$$

де $Bel(A_n), Pl(A_n)$ — значення довіри і правдоподібності для n -ої гіпотези, відповідно;

$$BEL = \sum_{n=1}^N Bel(A_n). \quad (2.94)$$

Тоді, для того щоб кількісно характеризувати схожість двох сукупностей гіпотез з урахуванням наведених вище показників, будемо використовувати таку міру [218]:

$$Sim(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j) = Sim_{ij} = 1 - r(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j). \quad (2.95)$$

Враховуючи відстань між сукупностями гіпотез $d_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$, їх корельованість $cor_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$ та конфліктність джерел $conf_{BPA}(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$ величину $r(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j)$ запропоновано визначати як

$$r(\mathbf{m}_p, \mathbf{m}_j) = \frac{d_{BPA} + cor_{BPA} + conf_{BPA}}{1 + d_{BPA} cor_{BPA} + d_{BPA} conf_{BPA} + cor_{BPA} conf_{BPA} - d_{BPA} cor_{BPA} conf_{BPA}}. \quad (2.96)$$

Якщо в результаті проведеного аналізу є L інформаційних джерел і відповідна кількість ВРА, то можна побудувати матрицю схожості SMM [218]

$$SMM = \begin{bmatrix} 1 & Sim_{1,2} & \dots & Sim_{1,L} \\ Sim_{2,1} & 1 & \dots & Sim_{2,L} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Sim_{L,1} & Sim_{L,2} & \dots & 1 \end{bmatrix}, \quad (2.97)$$

яка відображає кількісно взаємозв'язки між ВРА і дозволяє розрахувати ступень підтримки кожної окремої гіпотези в різних джерелах. Підтримка гіпотези, який відповідає маса m_j , може бути розрахована шляхом підсумовування елементів відповідного рядку матриці (219):

$$Sup(m_i) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^L Sim_{i,j}; j=1,2,\dots,L. \quad (2.98)$$

Введемо нормування величин підтримки гіпотез у вигляді:

$$Crd(m_i) = \frac{Sup(m_i)}{\sum_{i=1}^L Sup(m_i)}; i=1,2,\dots,L. \quad (2.99)$$

Тепер можна розрахувати середньозважену масу $m_{average}$ гіпотези як

$$m_{average} = \sum_{i=1}^L Crd(m_i) \cdot m_i; i=1,2,\dots,L. \quad (2.100)$$

Після цього здійснюється комбінування середньозважених мас гіпотез, для чого послідовно $2^l - 1$ разів застосовується звичайне правило Демпстера.

Після проведеного комбінування необхідно прийняти рішення щодо досліджуваного об'єкта (явища). Його особливість полягає у том, що отримані оцінки у вигляді функцій довіри *Belief* і правдоподібності *Plausibility* формують інтервал, в якому знаходиться дійсне значення ймовірності відповідної гіпотези. Тобто виникає необхідність у її визначенні. Для цього у [219] запропоновано застосовувати ієрархічний підхід Дезера-Смарандаке, який є по-кроковим.

Припустимо, є основа аналізу $\Omega = \{A^1, A^2, A^3\}$ і гіпотези розподілені так: $A^1, A^2, A^1 \cup A^2, A^1 \cup A^3, A^2 \cup A^3, A^1 \cup A^2 \cup A^3$, тоді графічне пояснення зазначеного підходу наведено на рис. 2. 66.

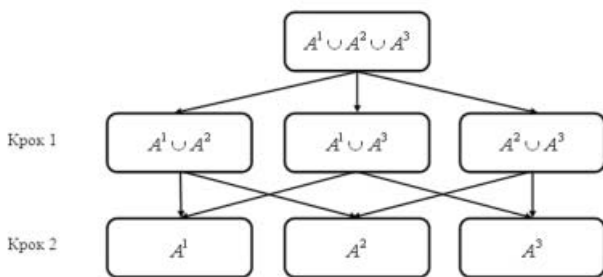


Рис. 2.66. Графічне пояснення ієрархічної ймовірносної трансформації Дезера-Смарандаке

Математично його можна записати таким чином:

$$HDSmP(A(n-1)) = m(A(n-1)) + \sum_{\substack{A(n) \supset A(n-1) \\ A(n), A(n-1) \in Z^{\Omega}}} [m(A(n)) \cdot R(A(n-1), A(n))], \quad (2.101)$$

де $R(A(n-1), A(n))$ пропорційний перерозподілючий коефіцієнт, який може бути визначений як

$$R(A(n-1), A(n)) = \frac{m(A(n-1))}{\sum_{\substack{A(n) \supset A(n-1) \\ A(n), A(n-1) \in Z^{\Omega}}} m(A(n-1))}, \quad (2.102)$$

n — крок трансформації.

Наведені вище поняття та вирази дозволяють представити новий метод інтеграції даних з урахуванням корельованості і узгодженості гіпотез та конфліктності джерел, який наведений на рис. 2.67.

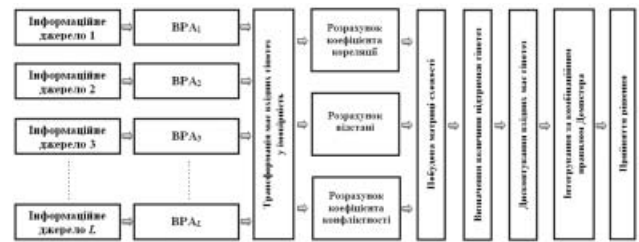


Рис. 2.67. Структурно-логічна схема запропонованого методу

Він може бути описаний такою послідовністю кроків:

Крок 1. Трансформуються ВРА вхідних гіпотез у імовірність — вираз (232);

Крок 2. Розраховуються попарні відстані між усіма сукупностями гіпотез — вираз (228);

Крок 3. Розраховуються попарні конфлікти джерел — вираз (229);

Крок 4. Розраховуються попарні коефіцієнти кореляції між усіма сукупностями гіпотез — вираз (16);

Крок 5. Розраховуються підтримки всіх існуючих гіпотез — вираз (237);

Крок 6. Здійснюється нормування величин підтримки гіпотез — вираз (238);

Крок 7. Розраховуються середньозважені маси гіпотез — вираз (239);

Крок 8. Здійснюється комбінування середньозважених мас гіпотез, для чого послідовно $2^l - 1$ разів застосовується звичайне правило Демпстера;

Крок 9. Приймається рішення щодо досліджуваного об'єкта (явища) — вирази (240) та (241).

Для перевірки наведених вище положень було проведено інтегрування геолого-геофізичних даних та даних ДЗЗ для Липоводолинського родови-

ща на предмет пошуку ВВ. Загальна кількість інформаційних шарів — 18. Були застосовані два методи: класичний метод Демпстера-Шейфера та метод, запропонований авторами.

Під час застосування класичного методу Демпстера-Шейфера були використані усі 18 інформаційних шарів та апіорні дані — результати геологорозвідки, які у подальшому використовувались для побудови (формування) відповідних гіпотез. Результат застосування класичного методу наведений на рис. 2.66. З його аналізу видно, що для значної площі родовища значення функції довіри складає 0. Це пов'язано в першу чергу з тим, що класичне комбінаційне правило Демпстера не завжди адекватно комбінує суперечливі свідчення, особливо в тих випадках, коли їх маса дорівнює 0.

Під час застосування методу, що запропонований, були використані 9 інформаційних шарів.

Результат застосування запропонованого методу наведений на рис. 2.67. З його аналізу видно, що уся площа родовища класифікована на предмет наявності ВВ. Крім того, під час побудови зазначеної карти була проведена ймовірнісна трансформація інтегрованих даних для визначення точкової оцінки відповідних гіпотез, яка знаходиться між значенням функції довіри та правдоподібності. Тобто метод, який запропонований, позбавлений недоліків, що характерні для комбінаційного правила Демпстера, та дозволяє перейти від інтервальної оцінки до точкової.

2.1.1.2. Інтеграція дистанційних та геолого-геофізичних даних за удосконаленою моделлю Байєса

Класична модель Байєса застосовується при картуванні нафтогазоперспективних ділянок на основі гіперкубу дистанційних та геолого-геофізичних даних [220]. За нею розраховуються апостеріорні ймовірності належності растрових елементів гіперкубу позитивному еталону, яким вважаються просторова околиця продуктивних розвідувальних свердловин [221]. Необхідні для цього розподіли значень апіорних та умовних ймовірностей елементів гіперкубу оцінюються заздалегідь визначеними позитивними та негативними просторовими еталонами.

Апостеріорна ймовірність позитивного еталона $P^+(x)$ для поточного елемента $x \in X$ гіперкубу даних X дорівнює [24]:

$$\frac{P^+ \cdot P(x|X^+)}{P^+ \cdot P(x|X^+) + P^- \cdot P(x|X^-)}, \quad (2.103)$$

де P^+ , P^- — апіорні ймовірності позитивного та негативного еталонів, $P(x|X^+)$, $P(x|X^-)$ — умовні ймовірності належності елемента x позитивному X^+ та негативному X^- еталонам гіперкубу даних.

Оцінювання умовних ймовірностей $P(x|X^+)$ і

$P(x|X^-)$ здійснюється за різноманітними статистичними моделями, наприклад, на основі інформаційної дивергенції $D(x|y)$ (2.104) або статистичної метрики Бхаттачарія $B(x|y)$ (2.105) між елементами гіперкубу x та y [223]:

$$\frac{P^+ \cdot P(x|X^+)}{P^+ \cdot P(x|X^+) + P^- \cdot P(x|X^-)} \quad (2.104)$$

$$B(x|y) = \int_U \sqrt{f[x(u)]f[y(u)]} du, \quad (2/105)$$

де $f[\cdot]$ — щільність ймовірності розподілу багатомірної функції в елементі гіперкубу, U — область можливих радіометричних значень сигналу.

Щільності розподілів радіометричних значень сигналів в позитивних $f(X^+)$ та негативних $f(X^-)$ еталонах може бути оцінено за відповідними гістограмами гіперкубу даних. Інформаційна дивергенція (2.104) та відстань Бхаттачарія (2.105) дозволяють обчислити необхідні умовні ймовірності еталонів в кожному елементі гіперкубу [224]:

$$B(x|y) = \int_U \sqrt{f[x(u)]f[y(u)]} du, \quad (2.106)$$

$$P(x|X^+) \cong 1 - \exp[-B(x|X^+)], \quad P(x|X^-) \cong 1 - \exp[-B(x|X^-)], \quad (2.107)$$

де n^+ , n^- — потужності статистичних вибірок позитивного та негативного еталонів.

Безпосереднє оброблення гіперкубу даних за (2.104) і (2.105) суттєво ускладнює наявність шарів даних логічного (булевського) типу — геологічні розломи, бінарні аномалії, тощо. В цьому разі оцінки інформаційної дивергенції або інших статистичних метрик часто okazуються виродженими, і тому обчислити ймовірності (2.106) і (2.107) не вдається. З іншого боку, шари Булевських даних є математичною ідеалізацією розподілу реальних фізичних параметрів із своїми статистичними законами, які можливо оцінити за гістограмами навчальних вибірок. Отже при практичному використанні гіперкубів даних із окремими Булевськими шарами класична Байєсівська модель (2.103) потребує попередньої передобробки вхідних даних з метою запобігання вироджених оцінок умовних ймовірностей. Для цього існує декілька шляхів: штучне розмиття бінарних даних, просторова інтерполяція, евристична трансформація та ін. У нашому випадку було застосовано попереднє оцінювання статистичних характеристик ймовірнісних розподілів з відповідною корекцією вхідних даних перед виконанням інтеграції.

Байєсівську інтеграцію дистанційних і геолого-геофізичних даних за удосконаленими моделями (2.106) і (2.107) виконано на гіперкубі з 18 шарів даних, як і в попередній частині (рис. 2.68, 2.69). Результати показано на рис. 2.70 та 2.71.

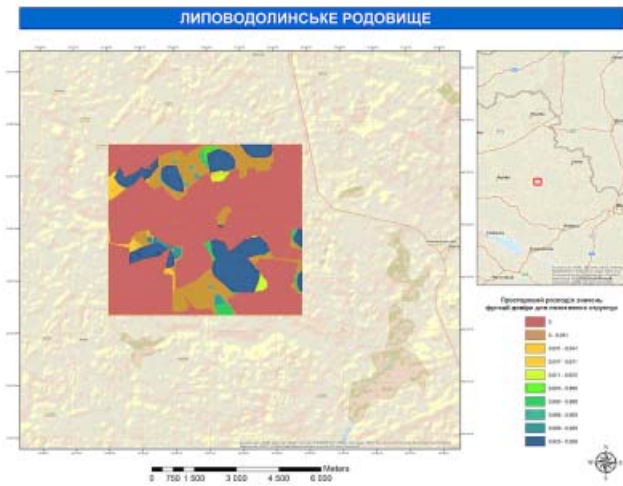


Рис. 2.68. Результат застосування класичного методу Демпстера-Шейфера для Липоводолінського родовища

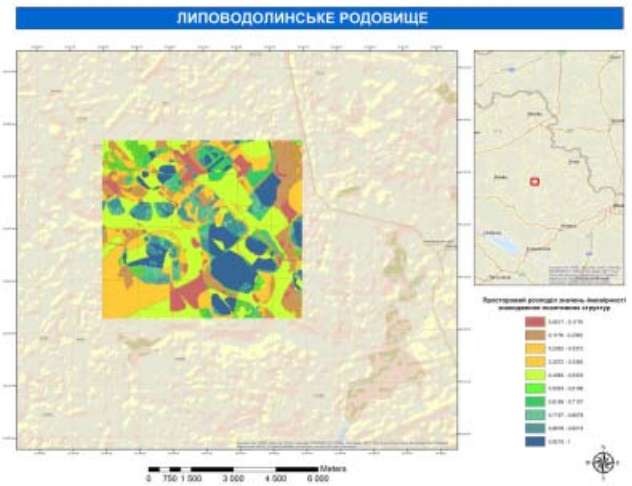


Рис. 2.69. Результат застосування запропонованого методу для Липоводолінського родовища

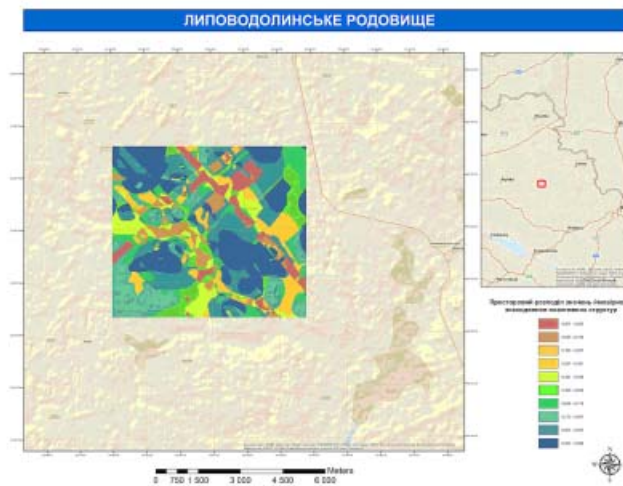


Рис. 2.70. Результат застосування Байєсівської інтеграції даних на основі інформаційної дивергенції для Липоводолінського родовища

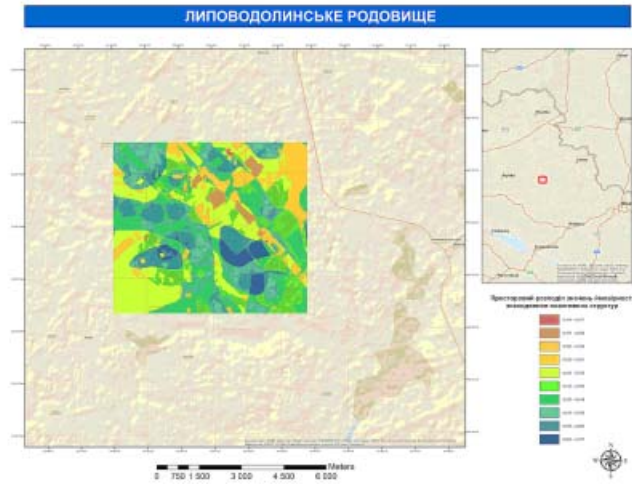


Рис. 2.71. Результат застосування Байєсівської інтеграції даних на основі метрики Бхатчарія для Липоводолінського родовища

2.11.3. Геологічна інтерпретація отриманих результатів інтеграції даних для Липоводолінського родовища

Дослідження інтеграції дистанційних та геолого-геофізичних даних при пошуках покладів нафти та газу проводилося на Липоводолінському нафтогазоконденсатному родовищі. Воно в тектонічному відношенні знаходиться в західній частині приосьової зони ДДЗ і входить до складу Артюхівсько-Липоводолінського валу.

У 1962 році структурно-картувальним бурінням в палеогенових відкладах було виявлено Липоводолінське підняття. За даними сейсмічних робіт МВХ побудовані структурні карти покрівлі горизонту IV, горизонтів Vв2 та Vв3. В 1972 р. на площі пробурена параметрична свердловина № 453. Сейсмічними дослідженнями МСГТ виділено два склепіння — Липоводолінське та Пеньківське [225].

В геоморфологічному відношенні площа Липоводолінської нафтогазоносної структури розташована на правобережжі р. Хорол в межах новохарківської неогенової тераси [226]. Склепіння структури підкреслюється дискордантним закладанням правостороннього притоку — балки р. Хорол, верхів'я якої розгалужується, охоплюючи припіднятий блок рельєфу в межах склепіння структури з обох боків, утворюючи вилкоподібний плановий рисунок (рис. 2.72). На космічних знімках цей блок чітко фіксується за короткими лівими та правими притоками основних балок, які стікають з вершини блоку, що підкреслюється площинним зливом поверхневих ґрунтів з площини блоку та свідчить про його неотектонічну активність. Схожий по активності блок спостерігається північно-західніше свердловини № 9, від якої він відділений лінеamentом. Можливо, тут слід очікувати структурне ускладнення у відкладах нижнього карбону.

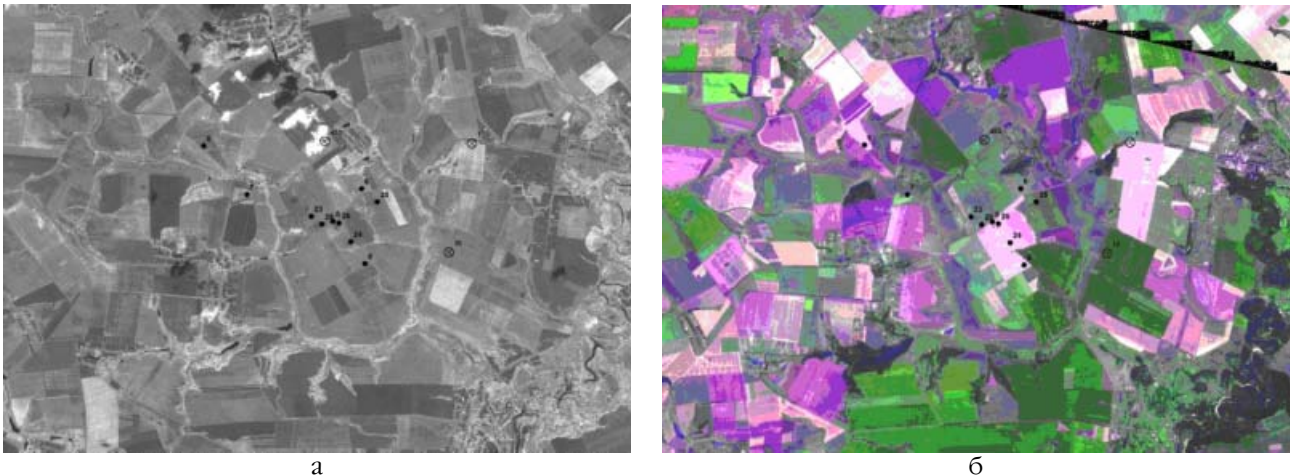


Рис. 2.72. Липоводолінське нафтогазоносне родовище. Склепіння структури підкреслюється вилокподібним плановим рисунком верхів'я балки, правого притоку р. Хорол: (а — Landsat/TM, б — EOS/ASTER)

З метою уточнення геологічної будови Липоводолінського нафтогазового родовища було застосовано інтегрування геолого-геофізичних даних, оптичних аномалій рослинного покриву, результатів дешифрування багатоспектральних космічних знімків, з виділенням лінементів та їх зон. Космічна радарна топографічна зйомка SRTM дозволила побудувати схему морфотектоїзогіпс та виділити крупні неотектонічні блоки. Всі результати зведені на схему структурно-геоморфологічних досліджень (рис. 2.73).

Результат застосування класичного методу Демпстера-Шейфера для прогнозування нафтогазоносності на території Липоводолінського родовища (див. рис. 2.68) свідчить, що більшості території значення функції довіри складає 0. Із запропонованих 10 свердловин 3 знаходяться на цій території, тобто не було враховано їх значення. Складається враження, що дуже високу вагову оцінку отримали тільки неотектонічні підняття.

Результатом аналізу нафтогазоносності за допомогою запропонованого методу інтеграції геопросторових даних з урахуванням корельованості і узгодженості гіпотез та конфліктності інформаційних джерел є карта розподілу вихідної ймовірності, за якою можна дати комплексну оцінку нафтогазоперспективності досліджуваної площі (див. рис. 2.69). Слід звернути увагу, що використання цього методу краще підкреслює блокову неоднорідність родовища, що підтверджено геологічною розвідкою. Крім того, непродуктивні свердловини №10, №453 віднесені до низької прогнозовної вірогідності 20 та 40% відповідно, продуктивні свердловини №9, №23, №24, №26, №28 — до прогнозовної вірогідності 90%, а 7 та 8—80%.

Результат застосування Байєсівської інтеграції даних на основі інформаційної дивергенції для Липоводолінського родовища представлено на рис. 2.70. Територія, яка розташована на північний захід від родовища, потребує подальшого вивчення. Ділянка в

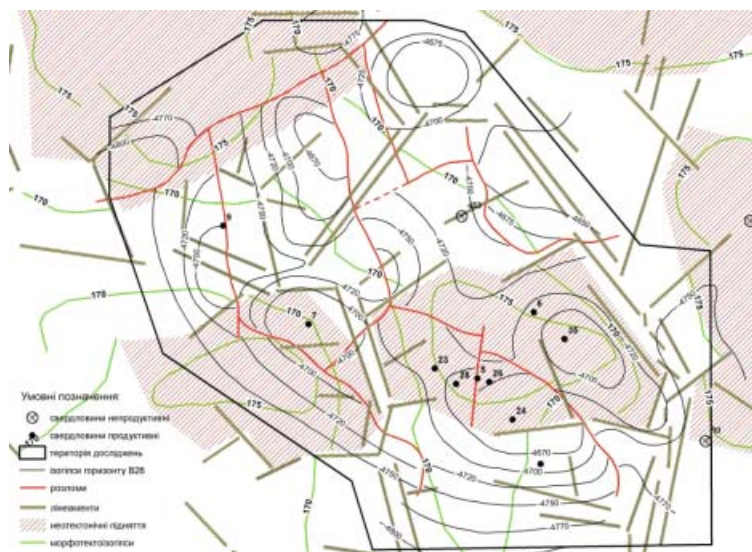


Рис. 2.73. Липоводолінське нафтогазоносне родовище. Дані структурно-геоморфологічних досліджень для подальшої інтеграції

центрі родовища в районі продуктивних свердловин №8, №23, №24, №26, №28 виявлена як найбільш вірогідна (>80%), свердловина №453 (розташована в цій самій зоні) — непродуктивна скоріше за все тому, що вона попадає на перетин зон лінементів та знаходиться поблизу розлому (див. рис. 2.73). Непродуктивна свердловина №10 розташована в зоні 20% ймовірності нафтогазоперспективності. Як перспективні та потребує додаткових досліджень можна визначити дві ділянки: перша — у північно-східному районі дослідження (60–80% ймовірності) та ділянка біля свердловини №7 (> 80%).

Карта ймовірності нафтогазоперспективних ділянок отримана методом застосування Байєсівської інтеграції даних на основі статистичної метрики Бхатачарія (див. рис. 2.71) близька за результатами, отриманими попереднім методом. Вона також підкреслює роздільність території родовища. Але непродуктивні свердловини №10, №453 розташовані в зоні ймовірностей нафтогазоперспективності

50–60%. Слід відмітити, що усі продуктивні свердловини знаходяться на ділянках високої ймовірності нафтогазоносності.

Таким чином, проведено інтеграцію дистанційних та геолого-геофізичних даних при пошуках покладів нафти та газу на території Липоводолинського нафтогазоконденсатного родовища наступними методами:

- класичним методом Демпстера-Шейфера;
- удосконаленим методом на основі ТСДШ з урахуванням корельованості/узгодженості гіпотез та конфліктності джерел;
- за Байєсівською моделлю на основі інформаційної дивергенції;
- за Байєсівською моделлю на основі статистичної метрики Бхатачарія.

Найбільш інформативним результатом для геологічної інтерпретації здається застосування Байєсівської інтеграції даних на основі статистичної метрики Бхатачарія.

2.12. Евристичні методи оцінювання ділянок нафтогазоперспективних територій на основі міждисциплінарної інтеграції космічної та наземної інформації

Успішний пошук покладів ВВ потребує перероблення інформації різної фізичної природи і врахування знань, отриманих з самих різних галузей науки. Такий підхід можна назвати мультидисциплінарним або міждисциплінарним [227, 228]. Нижче розглянуто деякі евристичні методи оцінювання ділянок нафтогазоперспективних територій на основі міждисциплінарної інтеграції космічної та наземної інформації.

Особливості методології пошуку ВВ на основі оброблення матеріалів космічної зйомки в комплексі з даними наземних спостережень полягає в тому, що космічне зображення є природним інтегратором інформації та відображає процеси, що відбуваються як на поверхні, так і на глибинних горизонтах. При цьому в методології пошуку вже присутній міждисциплінарний підхід, оскільки рішення не приймається за однією ознакою, а вимагає багатокритеріальної оптимізації кількості показників, отриманих на основі інтеграції результатів багатьох досліджень.

Відомо, що над покладами ВВ мають місце зони підвищених і понижених механічних напруг, які зумовлюють зміну різних видів полів, інтенсивне перенесення тепла, рідких і газоподібних флюїдів, а також окисно-відновні процеси в зонах аномально низьких значень механічних напруг, що ототожнюються з ділянками підвищених фільтраційних властивостей гірських порід. Окислення ВВ при міграції по таких ділянках супроводжується виділенням енергії, зміною рН і Eh, що викликає перерозподіл хімічних елементів у системі вода-грунт, а також переходом реагуючих речовин (у тому числі ВВ, особливо ненасичених) із одного хімічного стану в інший, утворенням нових мінералів, зміною фізич-

них та мікробіологічних властивостей порід. Масштаби цих процесів визначаються структурою полів механічних напруг, характером геохімічних бар'єрів і мігруючих флюїдів, інтенсивністю і типом міграції, темпами тепломасообміну та іншими особливостями геологічної обстановки. В силу перерахованих обставин у зонах аномально низьких напруг формуються аномалії різних полів (табл. 2.10) [230].

Мета даного дослідження — на прикладі нафтогазоперспективних територій обґрунтувати можливість використання методів генетичного алгоритму та аналітичних мереж при оцінюванні і виборі ділянок для наступних нафтогазопошукових робіт на основі міждисциплінарної інтеграції космічної та наземної інформації.

Завдання оцінки ділянок може бути сформульовано таким чином: наскільки подібний об'єкт розпізнавання (ділянка досліджуваної території) схожа з “узагальненим портретом” родовища ВВ. Його створення пов'язано з перебором усіх поєднань ознак, число яких в задачі синтезу компромісного варіанту, в залежності від кількості ознак і використаних ділянок родовищ, може досягти надзвичайно великих значень і при використанні методу прямого перебору стає громіздким завданням. Переконалися в цьому можна, аналізуючи рівняння:

$$N = \prod_{j=1}^m \sum_{r=b_{j\min(j)}}^{b_{j\max(j)}} b_{jr}, \quad (2.108)$$

де b_{jr} — значення r -ого варіанту j -ї ознаки ділянки родовища ВВ; $b_{j\min(j)}$ і $b_{j\max(j)}$ — мінімальне і макси-

Таблиця 2.10.

Класифікація полів, які трансформуються у зонах мінеральних напруг земної кори (за Л. М. Зорькіним, О. Л. Кузнецовим, А. В. Петуховим, 1979 р.)

Клас полів	Група полів	Параметри (компоненти), які змінюються в зонах аномальних напруг
Фізичні	Електромагнітні	Швидкість електричних хвиль, напруженість поля, електричний опір, магнітна сприйнятливість, градієнти електромагнітних, електричних та магнітних полів
	Гравітаційні	Густина, локальний приріст сили тяжіння та їх градієнти
	Сейсмоакустичні	Швидкість повздовжніх та поперечних хвиль та їх коефіцієнти поглинання, інтенсивність акустичної емісії у гірській масив
	Радіаційні	Інтенсивність γ -випромінювань (α і β)
Хімічні	Термобаричні	Тензори напруг, деформацій, орієнтування та величина головних осей напруг, температура, тепловий потік, теплопровідність, теплоємність
	Атомні	Концентрація ліофільних, нерадіоактивних та радіоактивних елементів
	Іонні	Концентрація аніонів та катіонів
Біохімічні	Молекулярні	Концентрації газів, неорганічних та органічних сполук мінералів
	Мікрофлористичні	Специфічні бактеріальні популяції та сумчасті гриби, які окислюють ВВ
	Макрофлористичні	Змінення періодів вегетації ряду вищих рослин, зміна забарвлення листків, квітів, стовбурів рослин, морфологічні зміни (гігантизм та ін)
	Фітогеохімічні	Концентрації хімічних елементів та їх сполук у рослинах

мальне значення j -ї ознаки; $r = \min(j), 2, 3, \dots, \max(j)$; $j = 1, 2, \dots, m$; m — кількість ділянок родовищ (еталонних об'єктів).

У зв'язку з цим для скорочення процедури формування компромісного варіанту інформативних ознак наявності ВВ і оцінки нафтогазоперспективності ділянок скористаємося еволюційним принципом мікробіології, а саме методом генетичних алгоритмів (ГА). Серед різних методів вирішення комбінаторних і оптимізаційних завдань генетичні методи належать до класу евристичних методів пошуку квазіоптимальних рішень. За аналогією, механізм селекції переноситься на вирішення прикладних завдань у вигляді гіпотези, висунутої J. H. Holland: хороші схеми рішень при схрещуванні народжують нові схеми більш високої якості [230]. У даному випадку запозичення з мікробіології еволюційних методів для математичного моделювання пошуку ВВ на основі генетичних алгоритмів слугує прикладом міждисциплінарного підходу у вирішенні технічних задач [231].

У всіх ГА можна виділити основні етапи вирішення завдань. Методологічну основу ГА становить гіпотеза селекції, яка полягає в тому, що чим вище пристосованість особини, тим вище ймовірність того, що деяка частина потомства цієї особи буде містити ще більш високі характеристики ознак, що визначають пристосованість. Еволюційні фактори в ГА реалізуються відповідними обчислювальними процедурами, які значно скорочують кількість обчислень за рахунок відсіву неперспективних варіантів.

Перше покоління складу ознак генерується випадковим чином. До нього застосовуються операції схрещування і мутації для формування нових наборів ознак, до яких уживають операцію селекції — у другому поколінні відбирають тільки найкращі за заданим критерієм (2.109). Після схрещування і мутації породжується третє покоління, і так еволюція відбувається від покоління до покоління поки не настане стагнація, тобто кількість ознак кращого складу в поколінні перестане поліпшуватися (рис. 2.74). Це дозволяє за прийнятний час з безлічі поєднань інформативних ознак продуктивних ділянок сформувати “узагальнений портрет” нафтогазоносною ділянки у вигляді набору певних ознак.

Для всіх сформованих наборів (комплектів) значень ознак обчислюється функція фітнесу, за максимальним значенням якої вибирається компромісний варіант для кожної X_r хромосоми [232, 233]:

$$FF(X_r) = \min_{l=1}^k \{F_{rl}\}, \quad (2.109)$$

$$F_{rl} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m p_j G(b_{jr}, a_{jl}), \quad (2.110)$$

$$G(b_{jr}, a_{jl}) = 1 - S(b_{jr}, a_{jl}), \quad (2.111)$$

$$S(b_{jr}, a_{jl}) = \frac{|(a_{jl} - b_{jr})|}{|a_{jl}|}, \quad (2.112)$$

де: F — функція приналежності; G — функція відповідності; S — функція близькості; k — кількість ділянок родовищ ВВ; $l = 1, 2, \dots, k$; m — кількість інфор-

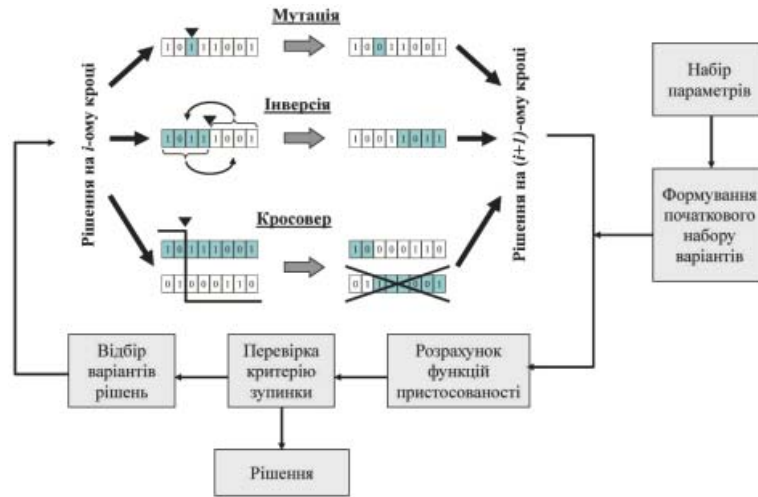


Рис. 2.74. Принцип роботи генетичних алгоритмів

мативних ознак; a_{ji} — значення j -ї ознаки i -ї ділянки родовища ВВ; p_j — значення вагового коефіцієнта j -ї ознаки i -ї свердловини, $j = 1, 2, \dots, m$; n — кількість сформульованих наборів (комплектів) значень ознак; b_{jr} — значення j -ї ознаки r -го варіанту набору значень ознак, $r = 1, 2, \dots, n$.

На лінгвістичному рівні абстракції задача оцінки нафтогазоперспективності ділянки може бути сформульована таким чином: наскільки об'єкт розпізнання відповідає компромісному набору ознак (у нашому випадку це ділянки досліджуваної території).

Для формалізації процесу автоматичного порівняння ділянок з компромісним комплектом ознак пропонується застосувати методологію класифікації дискретних об'єктів. Для цього були використані алгоритм і програма на основі методу багатокритеріальної оптимізації [236]. Для вирішення таких завдань використовуються алгоритми, які засновані на обчисленні оцінок, що складаються з наступних етапів: введення функції близькості порівнюваних величин — S , обчислення оцінки для функції близькості — функції відповідності — G , обчислення оцінок відповідності ознак досліджуваної ділянки території інформативним ознакам ділянки, прийнятої за еталон — функції приналежності F . Оцінка ступеня відповідності досліджуваної ділянки компромісному комплекту ознак визначається автоматично за значенням функції приналежності.

Для позначення компромісних інформаційних ознак і досліджуваних ділянок використовується нумерація від 1 до m . Тоді $a = (a_1, a_2, \dots, a_1, \dots, a_m)$ — безліч компромісних інформативних ознак, де a_j — j -та інформативна ознака ділянок родовищ ВВ, m — кількість інформативних ознак ділянок родовищ ВВ, $b_c = (b_{c1}, b_{c2}, \dots, b_{cp}, \dots, b_{cn})$ — безліч характеристик досліджуваної ділянки, де b_{cj} — j -та інформативна ознака c -ї досліджуваної ділянки B_c , n — кількість інформаційних ознак досліджуваної ділянки, де $n = m$.

Тепер завдання класифікації ділянок за нафтога-

зоперспективністю може бути формалізовано як багатокритеріальна оптимізація m критеріїв, кожен з яких є функцією відповідності досліджуваної ділянки компромісному набору ознак.

На відміну від прямих методів, розрахованих на «однозначність» і «точність» відповідності різних за своєю природою АТП, які претендують на високу ефективність, даний підхід відповідає сучасним уявленням про нелінійний і нерівномірний характер процесів нафтогазонакопичення. Це обумовлює відому невизначеність локалізації покладів і математичну некоректність (в розумінні Ж. Адамара— А. Тихонова) прямої і зворотної задач розвідувальної геофізики (пошукової геохімії) [236]. Таким чином, він може бути корисний, перш за все, при виборі перспективних ділянок для детальних геофізичних досліджень, ранжирування прогнозно-нафтогазонасних площ при введенні їх в пошукове буріння, а також для екологічного моніторингу нафтогазовидобувних районів.

На другому етапі досліджень виконуються детальна оцінка та вибір найперспективнішої ділянки для подальшої нафтогазопошукової розвідки на прикладі дослідження двох ділянок (A та B), які отримали на першому етапі найбільший бал за цільовою функцією приналежності F . Це здійснюється методом аналітичних мереж (МАН) [235, 236]. Вибір цього методу обумовлений тим, що МАН дозволяє обробляти більш різноманітні і складні структури з урахуванням залежності між рівнями і зворотними зв'язками між елементами рівнів, тим самим досягаючи більшої об'єктивності і достовірності в прийнятті рішень. У мережевих задачах компоненти розглядаються як взаємодіючі об'єкти, які впливають один на одного щодо чітко сформульованого керуючого критерію. Будь-яке рішення в МАН представлене у вигляді орієнтованої мережі, на відміну від методу аналізу ієрархій (МАІ), де потоки спрямовані зверху вниз.

Для визначення найбільш нафтогазоперспективних ділянок на основі МАН проводиться струк-

тування проблеми у вигляді мережевої моделі (рис. 2.75), на основі якої визначаються взаємозв'язки між запропонованими альтернативами і узагальненими критеріями вибору.

Розглянемо більш детально процес оцінки і вибору території для нафтогазопошукових робіт. В ході роботи використовується програмний продукт *Super Decision*. Розрахунок складається з трьох кроків.

Крок 1. Визначення експертами в предметній області пріоритетів, за якими будуть оцінюватися кожна ділянка. Оцінка проводилася за шкалою інтенсивності від 1 до 9, яка запропонована Т. Сааті [236]. Потім в *Super Decision* будуються взаємозв'язки між критеріями та альтернативами і по кожному вносяться експертні оцінки (рис.2.76).

Крок 2. Розрахунок суперматриці і граничної матриці елементів взаємозв'язку. Визначаються нафтогазоперспективність, затрати та ризики на кожній ділянці по окремим узагальненим критеріям (рис. 2.77).

Крок 3. Використовуючи стандартну адитивну (ймовірнісну) формулу (additive (probabilistic)) з урахуванням узагальнених критеріїв і експертних оцінок по пріоритетах вибраних критеріїв на основі кінцевого ранжування об'єктів отримують фінальні результати оцінки ділянок (рис. 2.78).

Таким чином, можна сказати, що евристичні методи — генетичні алгоритми, аналітичні мережі, міждисциплінарна інтеграція космічної та наземної інформації — дозволяють успішно оцінювати нафтогазоперспективність ділянок.

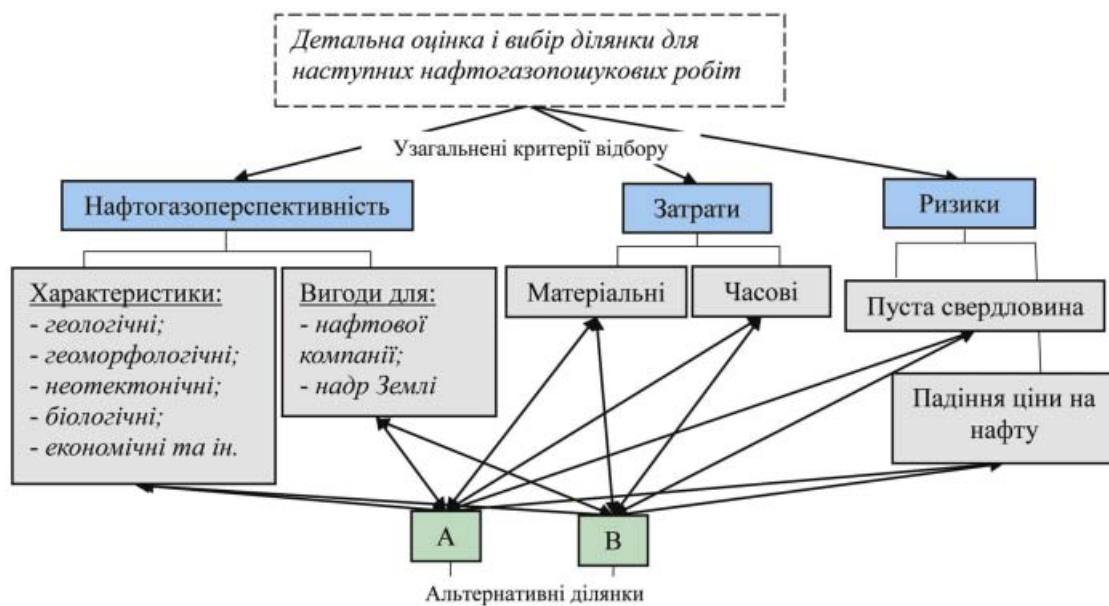


Рис. 2.75. модель детальної оцінки і вибору ділянок території для нафтогазопошукових робіт

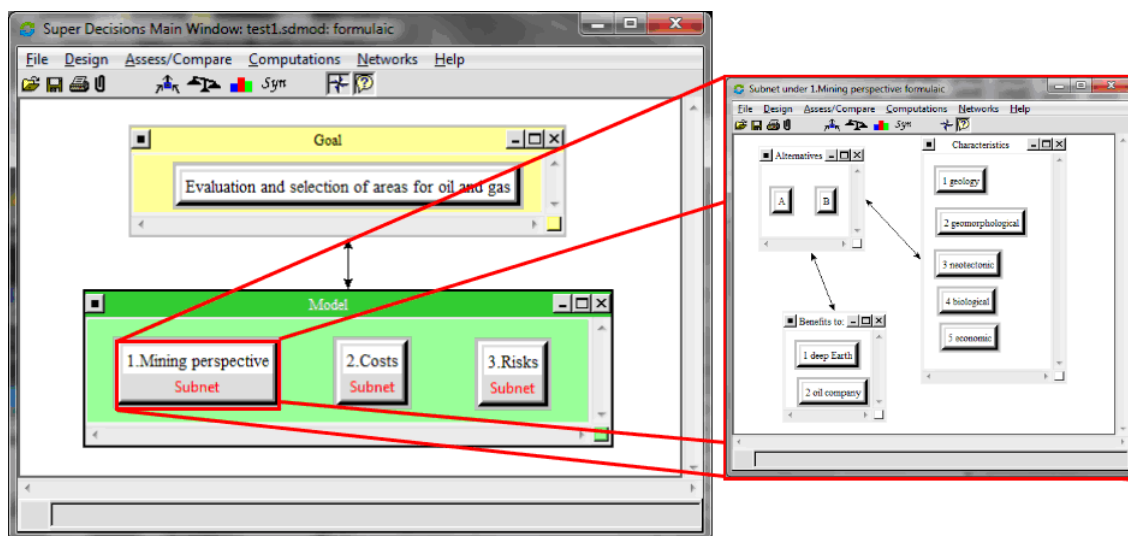


Рис. 2.76. Приклад побудови взаємозв'язків між критеріями та альтернативами в Super Decision

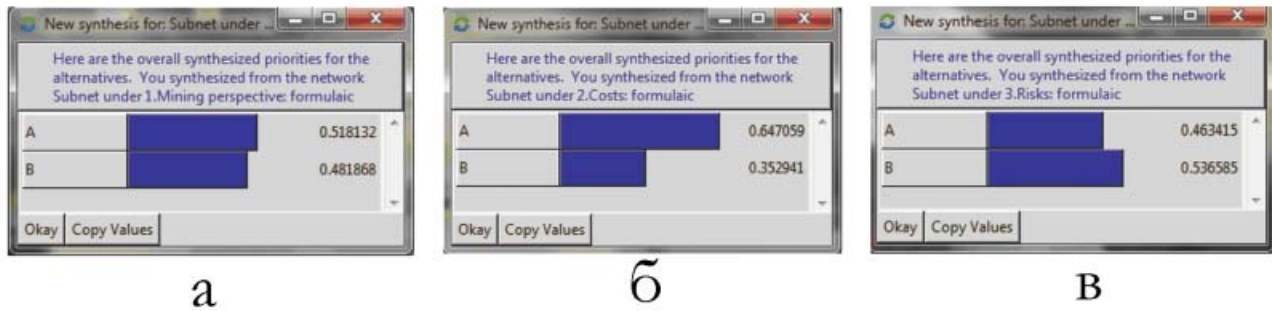


Рис. 2.77. Результати детального дослідження нафтогазоперспективних ділянок по окремих узагальнених критеріях: а — «Нафтогазоперспективність»; б — «Затрати»; с — «Ризики» в програмному вікні *Super Decision*

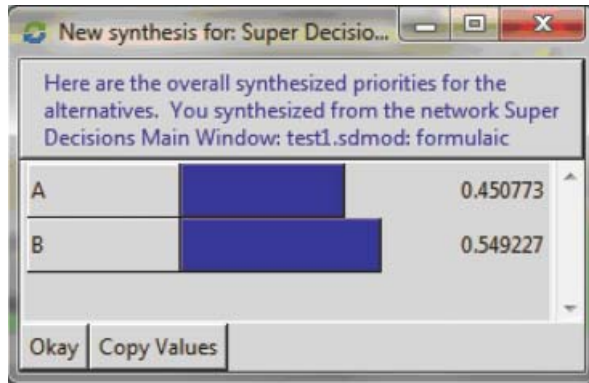


Рис. 2.78. Результати оцінки і вибору ділянок для подальших нафтопошукових робіт

2.13. Оцінка нафтогазоперспективності ділянок Дніпровсько-Донецької западини на основі міждисциплінарної інтеграції аерокосмічної і наземної інформації

Для апробації підходу, розглянутого у п. 2.12, була вибрана Турутинсько-Рогінцівська зона структур. У тектонічному відношенні вона належить до Великобубнівського структурного валу, що знаходиться в північно-західній частині північної прибортової зони ДДЗ (рис. 2.79), яка характеризується блоково-ступінчастою будовою фундаменту з поступовим зануренням блоків у бік осьової частини западини [237]. Неотектонічна активність блоків фундаменту обумовила особливості формування рельєфу, про що свідчать сучасні інтенсивні гравітаційні процеси в межах цих блоків, та пряме відображення основних структурних елементів ДДЗ в рельєфі. Так, долина р. Ромен, яка простягнулася на ділянці Турутинсько-Рогінцівської зони структур з північного заходу на південний схід, успадковує частину крайового розлому. Зони лінеamentів, які виділені за комплексом структурно-геоморфологічних ознак та розділяють на блоки всю зону, можуть відповідати малоамплітудним розломам, або ж зонам підвищеної тріщинуватості в породах фундаменту і осадової товщі і також бути шляхами флюїдопровідності.

В рельєфі Турутинсько-Рогінцівська зона — це густо розчленоване ярами та балками лівобережжя та правобережжя р. Ромен в межах неогенової Новохарківської тераси з абсолютними відмітками від

160 до 187 м. Більш інтенсивне розчленування припадає на ділянки розташування родовищ. Це невеликі балки із значним розвитком бокових розгалужень, які ускладнюють схили ріки Ромен. Крупні, видовжені балки розташовані майже паралельно напрямку долини р. Ромен. Сама долина на всій протяжності має майже однакову ширину та лише ускладнюється ділянками терасових рівнів, а в найбільш активних, з точки зору неотектоніки, місцях досить значними конусами виносу.

Розмір площі, що досліджувалась, складає 540 км². Дослідження виконано у два етапи: на регіональному та детальному рівні. У першому випадку територія була розділена на 139 елементарних ділянок розміром 2 × 2 км² (рис. 2.80). Оскільки в межах Турутинсько-Рогінцівської зони структур існують родовища ВВ, є можливість на основі інформативних ознак ділянок сформувати компромісний склад ознак, значення яких максимально відповідають параметрам кожного з присутніх на території родовища ВВ.

У межах Турутинсько-Рогінцівської зони структур розташована ціла низка родовищ ВВ, які використані нами у якості вхідної інформації — еталонних об'єктів (ділянок родовищ): Бабчинське нафтогазоконденсатне, Великобубнівське та Володимирівське газоконденсатні, Східнорогінцівське, Житне та

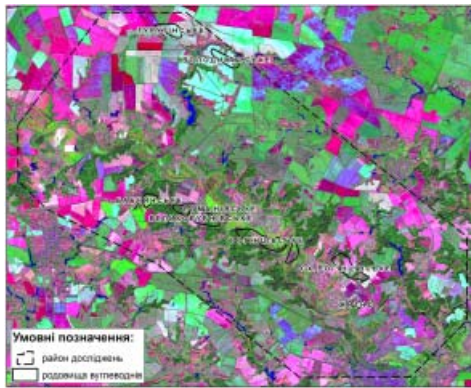


Рис. 2.79. Турутинсько-Рогінцівська зона структур. Фрагмент космічного знімку Landsat-8, 30.08.2015 р., (комбінація спектральних каналів 6, 5, 3)

Турутинське нафтове родовище. Крім того, у цій зоні розташовані структури, які за різними даними можуть бути продуктивні: Плужниківська, Пд. Бочаренківська, Горова, Пн.-Рогінцівська, Пн.-Калинівська, Погрібська, Романівсько-Бабчинська, Сх.-Калинівська.

У якості вхідної інформації були використані:

- топографічні карти масштабів 1:50 000–1:100 000;
- структурні карти масштабів 1:200 000–25 000 за різними відбивними горизонтами;
- матеріали багатоспектральних космічних зйомок;
- дані радарної топографічної зйомки (SRTM);
- основні відомості про нафтогазоносність еталонних родовищ та промислові дані щодо продуктивності свердловин, які пробурені в межах району досліджень (параметричні, пошукові, розвідувальні, експлуатаційні).

Для виявлення оптичних аномалій рослинності та ґрунтів (див. рис. 2.80) над прогнозними об'єктами, були використані матеріали багатоспектральної космічної зйомки, а також результати наземних фотометрувань, які виконано у попередні роки науковцями ЦАКДЗ. Їх вибір охоплював весь часовий діапазон вегетації різних видів рослин і стану ґрунтів з метою встановлення періодів реєстрації оптичних аномалій, обумовлених покладами ВВ. Так, наприклад, на Східнорогінцівській та Житній площах космічна зйомка виконана у період травня–червня та кінця серпня різними системами. У цей період відбувається найбільш різка зміна фізіологічного стану рослинного покриву, й тому він може бути найінформативнішим (інтенсивність оптичних аномалій оцінена в відносних балах від 1 до 10).

Неотектонічно-активні ділянки виділено за наступними геоіндикаційними ознаками:

- аномально підвищені ділянки різних геоморфологічних рівнів;
- наявність аномально розташованих терасових рівнів у долині р. Ромен;
- аномальне зміщення русла р. Ромен;
- центробіжне розтікання яружно-балкової мережі;

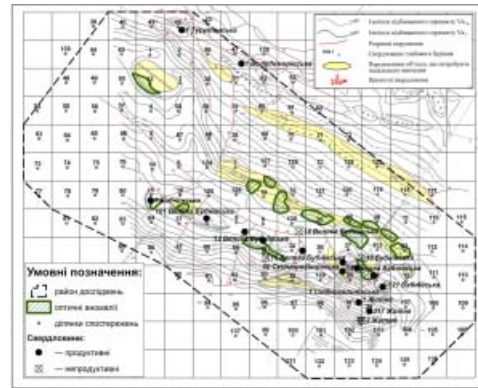


Рис. 2.80. Турутинсько-Рогінцівська зона структур. Структурна карта за горизонтами відбиття $V_{v,2n}$ та $V_{v,3}$ з результатами попередніх аерокосмічних досліджень

- асиметрія схилів;
- розвиток донних врізів, молодих ярів та конусів виносу.

Вся територія Турутинсько-Рогінцівської зони структур за вище перерахованими ознаками була розбита на неотектонічні блоки, охарактеризовані в балах від 1 до 10 (рис. 2.81).

Крім того, були використані тематичні схеми гравітаційного поля, залишкових аномалій гравітаційно-

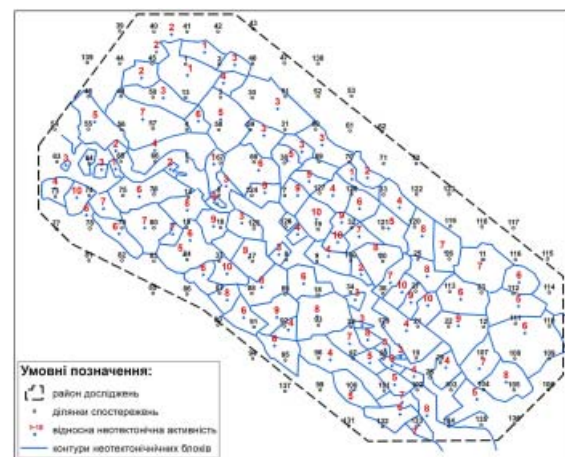


Рис. 2.81. Турутинсько-Рогінцівська зона структур. Схема відносної неотектонічної активності блоків

го поля, аномального магнітного поля, температур на зрізі $-3\ 500$ та $-5\ 000$ метрів, а також температур підшови свити C_2^1 башкiрського ярусу середнього карбону і підшови відкладів верхньові верхньовізейського під'ярусу нижнього карбону, геотермічної ступені, ізопленд і палеотемператур верхньовізейсько-серпухівського нафтогазоносного комплексу. На рис. 2.82 і 2.83, в якості прикладу, надані дві з них.

Була створена програма, за допомогою якої на основі ознак ділянок родовищ ВВ отримано компромісний варіант комплексу інформативних ознак (за максимальним значенням функції $= 0.865$) для оці-

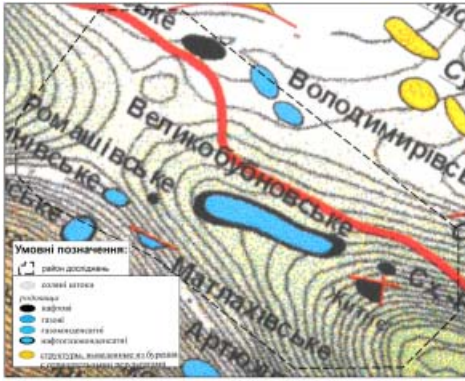


Рис. 2.82. Фрагмент схеми гравітаційного поля



Рис. 2.83. Фрагмент схеми залишкових аномалій гравітаційного поля

нки нафтогазоперспективності 139 ділянок Турутинсько-Рогінцівської зони структур ДДЗ на регіональному рівні (табл. 2.11).

В результаті вище виконаного аналізу присутності ВВ для оцінки перспективності ділянок Турутинсько-Рогінцівської зони структур ДДЗ на регіональному рівні було вибрано наступні інформативні ознаки:

- інтенсивність залишкових аномалій гравітаційного поля (-16 ... +4 мГал);
- інтенсивність гравітаційного поля (-5 ... +2 мГал);
- величина геотермічної ступені (20–40 м/°С);
- інтенсивність магнітного поля (-500 ... 0 нТл);
- температура на зрізі 3 500 м (140–180°С);
- температура на зрізі 5 000 м (140–180°С);
- температура підшви відкладів верхньовізейського під'ярусу нижнього карбону (75–150°С);
- неотектонічна активність блоків (1–10);
- інтенсивність оптичних аномалій (1–10).

У табл. 2.12 надано інформативні ознаки окремих ділянок родовищ ВВ Турутинсько-Рогінцівської зони структур, а також результати обчислення значення функції приналежності F для цих ділянок.

Отриманий комплект компромісних значень інформативних ознак було використано для порівняння з ним характеристик (ознак) при класифікації кожної із 139 ділянок (див. рис. 2.83) Ту-

Таблиця 2.11.

Компромісні значення інформативних ознак оцінки нафтогазоперспективності ділянок

№	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ОЗНАКИ									
Значення	-5	-9	40	-210	100	150	100	6	9
ОЗНАК									

* номери ознак відповідають таб. 2.12

рутинсько-Рогінцівської зони структур ДДЗ, шляхом послідовного обчислення функції приналежності F .

Результати оцінки нафтогазоперспективності ділянок Турутинсько-Рогінцівської зони структур ДДЗ на основі методу генетичних алгоритмів і міждисциплінарної інтеграції аерокосмічної та наземної інформації наведено на рис. 2.84. Відносна перспективність дослідних ділянок представлена в градієнтних кольорах, значення яких пропорційні їхній нафтогазоперспективності.

ДДЗ на основі методу генетичних алгоритмів і міждисциплінарної інтеграції аерокосмічної та наземної інформації наведено на рис. 2.84. Відносна перспективність дослідних ділянок представлена в градієнтних кольорах, значення яких пропорційні їхній нафтогазоперспективності.

Таблиця 2.12.

Значення інформативних ознак ділянок родовищ ВВ.

№№ ділянок родовищ ВВ	Функція F (фітнес-функція)	Значення окремих ознак								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
21	0.81	-4	-10	45	-210	120	150	150	10	10
27	0.81	-2	-6	45	-215	100	145	80	8	9
22	0.83	-3	-9	45	-185	110	140	80	7	8
10	0.84	-5	-10	45	-200	100	145	100	5	6
16	0.82	-4	-3.5	40	-270	90	130	100	7	9
17	0.82	-5	-4	40	-275	150	140	110	7	9
18	0.82	-5	-5.5	40	-250	100	150	100	7	6
15	0.82	-3	-2	40	-260	100	130	95	6	9
29	0.81	-6	-12	40	-185	110	150	100	5	6
Вагові коефіцієнти		3	4	2	3	4	4	4	8	8

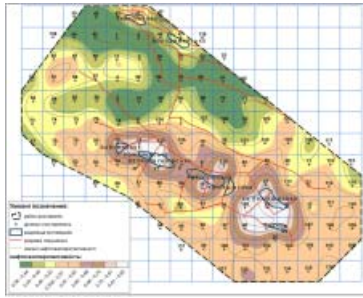


Рис. 2.84. Результати оцінювання нафтогазоперспективності ділянок Турутинсько-Рогінцівської зони структур ДДЗ

2.14. Застосування адаптивних спектральних індексів для пошуку покладів вуглеводнів з використанням матеріалів космічної зйомки й наземного фотометрування

Вплив покладів ВВ на спектральні характеристики рослин розглядається в багатьох роботах. Результати спектрометрування пшениці над Глібовським газовим родовищем (Крим, Україна), де значні об'єми міграції ВВ з родовищ нафти й газу спостерігаються в зонах розламів, отримані польовим спекторадіометром *Fieldspec3FR* у сонячну погоду 28 травня 2010 р. [238]. Установлено, що в місцях аномально високих концентрацій газоподібних ВВ у ґрунті значення вегетаційних індексів положення червоного краю (*Red-edge Position — REP*) і мерісовського наземного хлорофільного індексу (*MERIS Terrestrial Chlorophyll Index — MTCI*) зменшуються в порівнянні з їхніми значеннями для фонові ділянки за межами родовища. Це може дозволити використати при пошуку газу даних сенсорів, які мають у зоні червоного краю необхідні 3 канали й відповідний просторове розрізнення, як, наприклад, *RapidEye (MSI Multi Spectral Imager DLR Waveband: 4 VIS + 1 NIR band: — 510 nm, 520–590 nm, 630–68 nm, 690–730 nm, 760–850 nm Spatial resolution: 6.5 m)*.

При гіперспектральній зйомці спекторадіометром *Fieldspec3FR* формуються значення в діапазоні 350–2500 нм у спектральних зонах розміром 1 нм. Гіперспектральна космічна інформація вимагає нових підходів до аналізу даних, так для дешифрування застосовується спектральна функція зсуву по довжині хвилі електромагнітного випромінювання, як інтегральний показник спектральних характеристик елементів ландшафтів [239]. Значення кута нахилу спектральної функції зсуву зростає зі збільшенням частки рослинності на знімку й зменшенням ділянок без рослинності (ґрунт, дороги, дахи і т. д.).

Пропонується інформативні спектральні характеристики газових родовищ виробляти на основі спектрального індексу — показника, що розраховується в результаті операцій з різними спектральними діапазонами (каналами) даних наземного й дистанційного зондування. У цей час існує багато варіантів спектральних індексів. Вони підбирають-

Таким чином, на прикладі дослідження двох ділянок показано можливість отримання детальної оцінки нафтогазоперспективності території методом МАМ. На прикладі Турутинсько-Рогінцівської зони ДДЗ показано можливість використання евристичних методів генетичного алгоритму та аналітичних мереж для оцінки нафтогазоперспективності і вибору ділянок для наступних пошуково-розвідувальних робіт на основі міждисциплінарної інтеграції космічної і наземної інформації різної фізичної природи та даних різної розмірності.

ся експериментально (емпіричним шляхом), виходячи з відомих особливостей кривих спектральної відбивної здатності рослинності й ґрунтів.

При обробленні космічних знімків у програмному комплексі ENVI є спеціальний калькулятор спектральних вегетаційних індексів, який дозволяє розрахувати 27 вегетаційних індексів, використовуваних для оцінки стану рослинності, вмісту пігментів, азоту, вуглецю, води [240]. При роботі з гіперспектральним знімком може бути виконані розрахунки всіх 27 індексів. Це розраховані в різних спектральних зонах індекси — “зеленості”, ефективності використання світла, вмісту вуглецю у вигляді лігніну й целюлози та ін.

Емпіричні спектральні індекси за гіперспектральними супутниковими даними були використані для побудови карт хвойних, що належать сімейству кіпарисових у Кордільєрах Південної Америки [238], а вирішення завдання класифікації покриттів ландшафту по багатоспектральним зображенням виконується шляхом оптимізації складу індексів, що забезпечує максимальну роздільність класів з використанням дивергенції Кульбака-Лейблера [242].

Алгоритм визначення адаптивних спектральних індексів

Значення спектрограми, одержані спекторадіометром *Fieldspec3FR* L_k , позначимо $L_{k+1, \dots, L_{k+K}}$, де $k = 350 \text{ нм}$, $K = 2150 \text{ нм}$. З отриманих спектрограм моделюються канали Landsat 7 у вигляді середніх значень спектральних діапазонів, що відповідають табл. 2.13. Середні значення позначаються як $L(\lambda_p)$, $p = 1, 2, \dots, P$, де P — кількість спектральних каналів.

Пропонується адаптивний спектральний індекс (*Adaptive Spectral Index — ASI*) визначати за оптимальними довжинами хвиль, що одержані за умови максимального модулю різниці між значеннями індексів для еталонних точок на ділянках, газопродуктивність яких підтверджена бурінням (сигнал), $ASI(s)$ та для ділянок без покладів ВВ (фон) $ASI(f)$ [244].

Таблиця 2.13.
Спектральні канали Landsat-7 [243]

№ каналу	Band 1 (B1)	Band 2 (B2)	Band 3 (B3)	Band 4 (B4)	Band 5 (B5)	Band 6 (B6)	Band 7 (B7)
Спектральний діапазон, нм	450–515	525–605	630–690	750–900	1550–1750	10400–12500	20900–23500

В цьому дослідженні алгоритм побудований на оцінці вздовж маршруту відстані між середніми значеннями спектральних індексів з урахуванням їхніх середньоквадратичних відхилень. Визначення оптимальних довжин хвиль (λ_p і λ_q ($p = 1, 2, \dots, P-1$), ($q = 2, 3, \dots, P$), де P — кількість спектральних каналів, визначається за наведеним далі алгоритмом.

Для спектрів області покладу ASI визначається відповідно виразу

$$ASI(s_i) = \frac{L(\lambda_p, s_i) - L(\lambda_q, s_i)}{L(\lambda_p, s_i) + L(\lambda_q, s_i)}, \quad (2.113)$$

де s_i — точки області родовища, ($i = 1, 2, \dots, I$), $p = 1, 2, \dots, P-1$, $q = 2, 3, \dots, P$.

Для спектрів фонові області ASI визначається відповідно виразу

$$ASI(f_j) = \frac{L(\lambda_p, f_j) - L(\lambda_q, f_j)}{L(\lambda_p, f_j) + L(\lambda_q, f_j)}, \quad (2.114)$$

де f_j — точки фонові області, ($j = 1, 2, \dots, J$).

На основі середніх значень SI для області родовища $ASI(S)$ і поза родовищем — $ASI(F)$ обчислюється модуль їхньої різниці M

$$M = |ASI(S) - ASI(F)|. \quad (2.115)$$

Для підвищення точності ухвалення рішення про газоперспективність й урахування варіабельності значень індексів уздовж маршруту пошуку визначаються середньоквадратичні відхилення $\sigma[ASI(S)]$ для $ASI(s_i)$ та $\sigma[ASI(F)]$ для $ASI(f_j)$.

Для множини N впорядкованих пар значень λ_p і λ_q відліків складаємо декартовий добуток N^2 і обчислюємо значення

$$M_n = \frac{|\Delta ASI| - \sigma[ASI(S)] - \sigma[ASI(F)]}{|\Delta ASI|}. \quad (2.116)$$

З отриманих значень M_n вибираємо найбільші, для пар каналів яких у кожній точки маршруту обчислюються значення ASI .

Для моделі Landsat-7, побудованої по даним спектро радіометра *Fieldspec3FR*, визначення оптимальних каналів p і q ($p = 1, 2, \dots, P-1$, $q = 2, 3, \dots, P$), де P — кількість спектральних каналів, проводиться по алгоритму (1), (2) із зазначенням номерів каналів. Для моделі знімка Landsat-7 у відповідності з виразами (1), (4) були отримані значення M_n , які представлені на рис. 2.85.

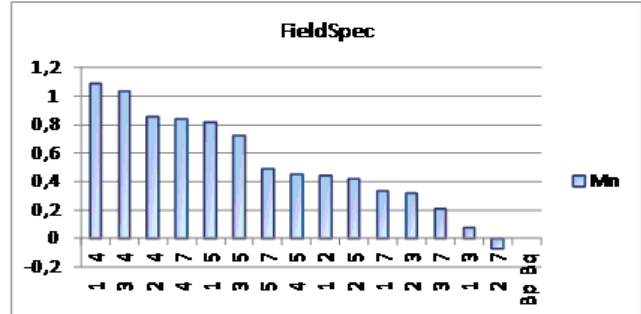


Рис. 2.85. Значення M_n для моделі Landsat 7 по даним спектро радіометра *Fieldspec3FR*, де значення B_p, B_q зазначені в табл. 2.13

Для знімка Landsat-7 за спектрами області родовища ASI визначаються відповідно до виразу

$$ASI(s_i) = \frac{L(p, s_i) - L(q, s_i)}{L(p, s_i) + L(q, s_i)}, \quad (2.117)$$

де s_i — точки області родовища, ($i = 1, 2, \dots, I$), $p = 1, 2, \dots, P-1$, $q = 2, 3, \dots, P$.

Для знімка Landsat-7 за спектрами фонові області визначаються відповідно до виразу

$$ASI(f_j) = \frac{L(p, f_j) - L(q, f_j)}{L(p, f_j) + L(q, f_j)}, \quad (2.118)$$

де f_j — точки фонові області, ($j = 1, 2, \dots, J$).

Також для знімка Landsat-7 від 6 червня 2010 р. у відповідності з виразами (5), (6) і (3), (4) були отримані значення M_n , які представлені на рис. 2.86. В отриманих результатах введені позначення B_p й B_q , які відповідні до позначень спектральних каналів Landsat-7.

Порогове значення для розділення класів сигналу й фона обирається у вигляді середнього значення по всій вибірці й допускається, що дві вибірки $ASI(s_i)$ й $ASI(f_j)$ обсягами $i = 1, 2, \dots, I$ і $j = 1, 2, \dots, J$ є нормально розподіленими випадковими величинами. За вибірковою даними перевіряється нульова гіпотеза про рівність математичних очікувань цих випадкових величин $ASI(S)$ і $ASI(F)$. Якщо нульова гіпотеза виконана, тобто $ASI(S) - ASI(F) = 0$, тоді, виходячи з незалежності вибірок, оцінка дисперсії різниці вибіркової середньої рівна. Отже, статистика для перевірки нульової гіпотези визначається у відповідності до виразу

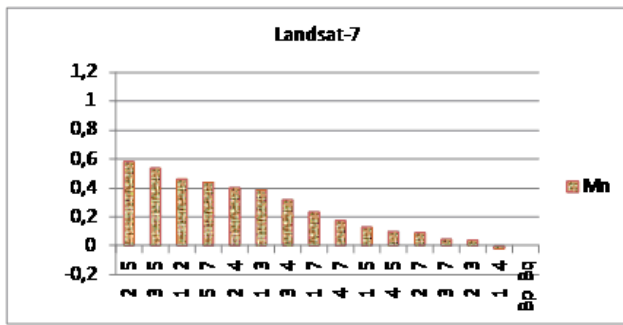


Рис. 2.86. Значення M_n по даним Landsat 7, де значення B_p, B_q вказані в табл. 2.13

$$t = \frac{|ASI(S) - ASI(F)|}{\sqrt{\frac{D_s^2 + D_F^2}{I + J}}} \quad (2.119)$$

Після того, як розраховано, його необхідно порівняти з коефіцієнтом Ст'юдента, наведеним у таблиці [245]. При порівнянні критерію вірогідності різниці двох середніх арифметичних з коефіцієнтом Ст'юдента можливі два випадки:

1. $t \geq t_T$. Різниця двох порівнюваних середніх арифметичних достовірна, тобто з погляду математичної статистики вони відрізняються друг від друга з обраною довірчою ймовірністю.

2. $t < t_T$. Різниця двох порівнюваних середніх арифметичних недостовірна, тобто не можна сказати, що одне середнє арифметичне більше або менше другого.

У результаті перевірки гіпотези встановлено, що різниця двох порівнюваних середніх арифметичних достовірна для моделі Landsat-7 для всіх, за винятком двох найменших M_n (див. рис. 2.85) ASI (Band 1, Band 3) і ASI (Band 2, Band 7). Для знімка Landsat 7 — достовірна для всіх ASI , за винятком трьох найменших M_n (див. рис. 2.86) ASI (Band 3, Band 7), ASI (Band 2, Band 3) і ASI (Band 1, Band 4).

Для реалізації алгоритму було розроблено пакет програм на мові *ruby* [246]. *Ruby* — це інтерпретована, повністю об'єктно-орієнтована мова програмування з чіткою динамічною типізацією. Мова відрізняється високою ефективністю розробки програм і увібрало в себе кращі риси *Perl*, *Java*, *Python*, *Smalltalk*, *Eiffel*, *Ada* і *Lisp*. Також деякі риси запозичені із мов програмування *Python*, *Lisp*, *Dylan* та *CLU*. Багатофункціональна реалізація інтерпретатора мови *Ruby* поширюється як вільне програмне забезпечення. Код проекту розповсюджується під ліцензіями *BSD* ("2-clause BSD") і "Ruby", яка посилається на останній варіант ліцензії *GPL* і повністю сумісна з *GPLv3*.

Перша програма усереднює вимірювання *FieldSpec3FR* всіх значень "яскравості" для визначеної довжини хвилі в точці, в якій відбувалось вимірювання. На вхід програми подаються дані вимірювань, які виконано за допомогою *FieldSpec3FR*. З спектрограм, одержаних спектро радіометром 28 травня 2010 р., моделюються спектральні канали

Landsat-7 відповідно табл. 2.13. Друга програма для вимірювання *FieldSpec3FR* виконує алгоритм, що описаний (2.113)–(2.116).

Обчислення даних, що отримано бортовою апаратурою Landsat-7 6 червня 2010 р., виконується у відповідності з виразами (2.117)–(2.118) та (2.113)–(2.116). Для цього на космічному знімку було виділено ділянки над покладами та поза ними відповідно до району, що досліджується, координати пікселів відповідають координатам наземного спектрометрування.

Дослідження адаптивних спектральних індексів виконано за даними спектрометрування поля пшениці над Глібовським газовим родовищем. Спектри визначено співробітниками ЦАКДЗ за допомогою спектро радіометра *FieldSpec3FR* 28 травня 2010 р. [247]. Схема маршруту наземної спектрометричної зйомки (рис. 2.87) з номерами точок і їхніх координат повинна включати ділянки, у яких виконується вимірювання спектрів відбиття на фонівій ділянці за границями родовища і над родовищем. Також вибирається синхронний знімок Landsat-7, з якого знімаються піксели, що відповідають координатам наземної зйомки.



Рис. 2.87. Схема маршрутів проведення спектрометричної зйомки на Глібовському газовому родовищі 28 травня 2010 р. (22 точки з номерами 95–116)

Для тих же точок береться синхронний знімок Landsat-7, з якого вибираються піксели, що відповідають координатам наземної зйомки. Як приклад, для всієї траси точок (95–116) для моделі Landsat-7 (по даним *FieldSpec3FR*) показані значення спектральних індексів FS 1 4 і FS 4 7, які представлені на

рис. 2.91, а для знімка Landsat-7 — значення FS 4 7 і FS 2 5, які представлені на рис. 2.92, ($n = 95, 96, \dots, 116$ — номер точки). Становить інтерес подивитися значення спектральних індексів каналів, що відповідають індексу NDVI (0.63–0.69 мкм) і (0.75–0.90 мкм), значення якого наведені на рис. 2.90.

За даними, представленими на рис. 2.88, 2.90, видно, що для ділянок з родовищем і без родовища виконана правильна класифікація для Landsat-7 і FieldSpec3FR. Однак відстань від граничного значення для даних спектрорадіометра менше змінюється по множині точок (FS 1 4, що відповідає спектральним інтервалам 0.45–0.515 і 0.75–0.90 мкм) і для різних спектральних індексів. Для даних знімка Landsat-7 (LS 4 7, що відповідає спектральним інтервалам 0.75–0.90 мкм і 2.09–2.35 мкм) поряд із точками зі значним перевищенням порога є точки близькі до граничних значень. За результатами на рис. 2.90, що відповідають індексу NDVI (0.63–0.69 мкм) і (0.75–0.90 мкм), для моделі по даним FieldSpec3FR виконана правильна класифікація, а для даних Landsat-7 маємо невірні рішення для декількох точок маршруту.

Методичне забезпечення на основі адаптивних спектральних індексів для інформаційного інтегрування даних багатоспектрального аерокосмічного знімання та польової спектрометрії.

1. Вхідна інформація: дані багатоспектральної польової спектрометрії та аерокосмічного знімання. Спектрометрування місцевості виконується портативним спектрорадіометром FieldSpec3FR. Схема маршруту наземної спектрометричної зйомки з номерами точок і їхніх координат повинна включати ділянки, у яких виконується вимірювання спектрів відбиття на фоновій ділянці за границями родовища й над родовищем. Також вибирається синхронний знімок Landsat-7, з якого знімаються піксели, що відповідають координатам наземної зйомки.

2. Алгоритм методичного забезпечення інтегрування даних багатоспектрального аерокосмічного знімання, польової спектрометрії і геолого-геофізичних даних при вирішенні завдань дистанційного пошуку покладів корисних копалин включає режими навчання та пошуку. В режимі на-

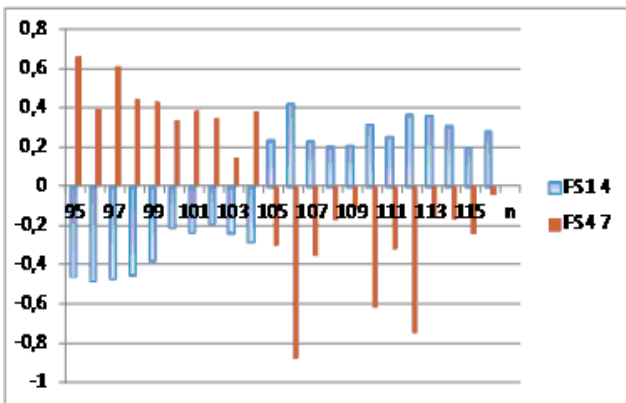


Рис. 2.88. Значення уздовж траси по даним спектрорадіометра FieldSpec3FR, де позначено FS 1 4 є спектральний індекс ASI (Band 1, Band 4) і FS 4 7 — ASI (Band 4, Band 7)

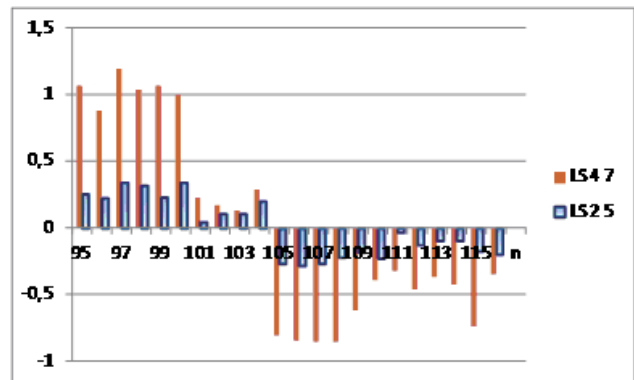


Рис. 2.89. Значення ASI уздовж траси по даним знімка Landsat-7, де позначено LS 4 7 є спектральний індекс ASI (Band 4, Band 7) і LS 2 5 — ASI (Band 2, Band 5)

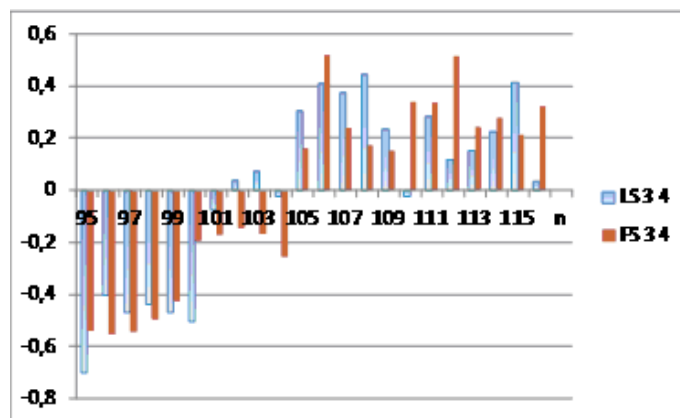


Рис. 2.90. Значення для пар каналів, що відповідають індексу NDVI, де позначено LS 3 4 є спектральний індекс ASI (Band 3, Band 4) за даними знімка Landsat-7 і FS 3 4 — ASI (Band 3, Band 4) по даним спектрорадіометра FieldSpec (r) 3 FR

вчання у відповідності до виразів (2.113)–(2.116) визначаються максимальні значення M_n , за якими вибираються пари каналів, які є інформативними для пошуку корисних копалин. Значення M_n визначаються для багатоспектральної польової спектрометрії та космічного знімання. Для одержаних пар каналів в кожній точці маршруту обчислюються значення ASI багатоспектрального космічного знімання та польової спектрометрії. Інтегрування даних багатоспектрального космічного знімання та польової спектрометрії має на меті підвищення достовірності пошуку ВВ, яке досягається близькістю результатів, одержаних аерокосмічним і польовим методами. Для інтегрування даних багатоспектрального космічного знімання та польової спектрометрії застосовується спосіб логічного поділу класу на підкласи, що полягає в тому, що ділене поняття повністю ділиться на два взаємовиключних поняття. Дихотомічний поділ є способом утворення взаємовиключних підрозділів одного поняття або терміна й служить для класифікації елементів. Як міра розходження результатів пошуку ВВ, що задаються дихотомічними ознаками використовується відстань Хемінга. Вона задається за допомогою формули [248] таким чином:

$$d_H(X_i, X_j) = \sum_{k=1}^l |x_i^{(k)} - x_j^{(k)}|. \quad (2.120)$$

У відповідності до виразу (2.120) визначається відстань Хемінга для пар значень ASI для спектро-радіометра FieldSpec3FR і знімка Landsat-7 вздовж маршруту знімання. Інтегруються ті канали багатоспектрального аерокосмічного знімання та польової спектрометрії, які мають найменшу відстань Хемінга для пар значень ASI.

Проведені дослідження показали принципову можливість використання адаптивних спектральних індексів для виявлення просочування природного газу за даними наземних спектрограм і космічних знімків. Потрібно відзначити, що для даних FieldSpec3FR в адаптивних спектральних індексах найбільш часто зустрічається канал Band 4 (0.75–0.90 мкм), а для Landsat-7 — Band 5 (1.55–1.75 мкм).

Розроблено методичне забезпечення на основі адаптивних спектральних індексів для інформаційного інтегрування даних багатоспектрального космічного знімання та польової спектрометрії. Критерієм вибору пар каналів адаптивних спектральних індексів для інтегрування даних багатоспектрального космічного знімання та польової спектрометрії являється мінімум відстані Хемінга (2.120). Результати отримані для поля пшениці над Глібовським газовим родовищем і для узагальнення методичного забезпечення необхідні дослідження на інших родовищах і рослинах.

2.15. Визначення меж покладів вуглеводнів методом мультифрактальної сегментації даних дистанційного спектрометрування рослинних покривів

2.15.1. Концепція дослідження

Метод, який застосовується для визначення меж покладів ВВ, заснований на фітоіндикаційних властивостях самоорганізації рослинних покривів і мультифрактальних властивостях структур спектрів відбиття. Мультифрактальний аналіз структури спектрів відбиття дозволяє визначити варіабельності спектрів розмірностей Реньї і показників Гельдера мультифракталу; по значеннях варіабельності виконується сегментація ділянок покладів ВВ.

Фітоіндикаційні методи отримали широке розповсюдження при вирішенні галузевих задач екології, пошуку корисних копалин, сільського господарства та ін. Фітоіндикація, як розділ екології рослин, вивчає зв'язок ботанічних об'єктів з чинниками довкілля, а також дозволяє проводити індикацію умов середовища за допомогою рослин і рослинних покривів (видів, комплексів, угруповань). Фітоіндикація як спосіб практичного використання видимих ознак стану рослин, а також рослинного покриву, застосовується для отримання інтегрованої оцінки і якісної характеристики довкілля.

Подальший розвиток методів фітоіндикації пов'язаний із спектрометруванням рослин і рослинних покривів, яке проводиться дистанційним способом, і подальшим аналізом спектральних характеристик. Такий вид фітоіндикації доречно назвати "спектрометрична фітоіндикація". Ці методи діагностики дозволяють виконувати об'єктивну оцінку стану рослинності, навіть за відсутності явних видимих ознак змін в рослинах, за допомогою неінвазивних дистанційних оптичних засобів зондування. Методами спектрометричної фітоіндикації проводиться більш детальна діагностика дії чинників зовнішнього середовища на рослини, чим це надає просте візуальне спостереження. Сучасна техніка дозволяє реєструвати спектри відбиття рослин на значній відстані, включаючи спостереження з космосу [229, 248]. Спектрометрична фітоіндикація, що заснована на аналізі спектральних характеристик рослин, знаходить застосування в геологорозвідці [248–250]. Вивчення оптичних властивостей листя, кількісна оцінка поглинання, пропускання і відбиття ними світла, має вагомий значення не тільки для розуміння загальних принципів засвоєння сонячної енергії, механізмів фотосинтезу і адаптаційних процесів в рослинах, але також є важливою складовою частиною багатьох методик ДЗЗ.

Більшість дослідників в області фізіології рослин і суміжних наукових напрямів відзначає складну організацію листя вищих рослин як оптичної системи. Наголошується специфічна, тонко організована і динамічна структура з можливістю направленої зміни в змісті пігментів листя, здібністю до ефективною утилізації енергії сонячного випромінювання для фотосинтезу і пристосування до дії цього випромінювання в найрізноманітніших екологічних ситуаціях. Не дивлячись на те, що листя різних рослин мають різні розміри, морфологією, анатомічну будову і свої біохімічні і фізіологічні особливості, проте, в принципах і механізмах здійснення первинних фотосинтетичних процесів, які протікають в спеціалізованих органоїдах (хлоропластах), простежується спільність і одноманітність [251, 252].

Тільки частина світу, падаючого на лист, відображається від нього. В спектрометрії розрізняють дзеркальне (на гладких, блискучих поверхнях) і дифузне (розсіяне) віддзеркалення. Віддзеркалення листя, головним чином, характеризується як дифузне. Світло, проникаючи в товщу листа, сильно розсівається і багато разів змінює свій напрям. Це зв'язано з тим, що як на поверхні, так і в товщі листа, існує безліч поверхонь розділу, що мають різні коефіцієнти заломлення: кутикула, епідерміс, клітки паренхіми, заповнені повітрям міжклітинники. Схожі ефекти відбуваються при проходженні світла через клітки. Тут існують відмінності в коефіцієнтах заломлення між повітрям, рідкою фазою, клітинними стінками, розсіюванням на субклітинних структурах. В результаті, за відсутності сильного поглинання, оптичні шляхи світла значно збільшені в порівнянні з геометричною товщиною листа. Завдяки цьому листя поглинає значно більше світла, ніж екстраговані з них пігменти або ізольовані хлоропласти; інакше виглядають і їх спектральні характеристики. Елементний біохімічний склад рослин дуже багатоманітний, а його кількісний склад зазнає істотні зміни під впливом чинників середовища.

Наведений вище короткий виклад фізіологічних аспектів організації оптичних властивостей (фізіологічний рівень опису) рослин і покривів дозволяє розглядати їх як складні системи, з великої кількості елементів будови, яка має складну цілісну, самоорганізуючу структуру, що не піддається дослідженню по частинах, з нелінійною взаємодією між елементами.

Авторами встановлено, що процеси самоорганізації в рослинах під дією чинників середовища можна спостерігати по структурі спектрів відбиття, для яких характерні степеневий частотний розподіл і утворення локальних фрактальних структур [249, 250]. Під складністю системи слід розуміти її несводність до простої суми своїх частин. Описати структуру такої системи, навіть на статисти-

стичному рівні, неможливо за допомогою однієї або декількох мод, або декількох гармонік. Складні системи завжди є істотно нелінійними. До них не можна як до лінійних систем застосовувати принцип суперпозиції, який передбачає розкладання системи на незалежні складові, і вивчати властивості системи по частинах. Тому дослідження і опис процесів самоорганізації по спектрах відбиття рослин повинні виконуватися для всієї сукупності послідовності спектральних інтервалів видимого і частково ультрафіолетового діапазонів електромагнітного випромінювання, з певною спектральною розрізненістю.

Вибір математичного апарату для опису змін в структурі рослин під впливом ВВ за спектром відбиття вимагає формалізації поняття структури і утворення структур, а також вибору достатньо універсального математичного апарату для дослідження структурних змін. Слідуючи монографії [253], визначимо поняття структури системи таким чином. Під структурою системи прийнято розуміти спосіб організації елементів і характер зв'язку між ними. При цьому не істотно, яка природа елементів. Кажучи про структуру системи, ми не звертаємо уваги на те, які елементи складають систему, а розглядаємо лише сукупність відносин між ними. Структура системи, визначена як сукупність відносин, задає зв'язок між елементами системи.

Достатньо універсальним і ефективним в прикладних дослідженнях структур з локальними фрактальними властивостями є математичний апарат статистичних фракталів. Статистичні фрактали мають також іншу назву — мультифрактали.

2.15.2. Мультифрактальний аналіз спектрограм рослинного покриву на родовищах вуглеводнів

Морфологія (форма) багатьох природних об'єктів характеризується не тільки фрактальними властивостями, але і мультифрактальною структурою складу матеріалу. Параметри структури об'єктів визначаються шляхом проведення статистичного мультифрактального аналізу по спектральних характеристиках, які представлені в спектрограмах. Техніка проведення мультифрактального аналізу достатньо універсальна і, при різних модифікаціях, може бути використана не тільки для характеристики змін в геометричних формах об'єктів, але і для визначення структурних змін у складі матеріалу. Основи теорії мультифрактальних мір і мультифракталів як розділу фрактальної геометрії були розвинуті в роботах багатьох вчених і узагальнені в монографії [254]. Подальший розвиток цієї теорії, і її успішне застосування, в дослідженні родовищ ВВ

грунтується на узагальненні універсальних властивостей статистичної ентропії Реньї, яка закладена в основу мультіфрактального аналізу.

Аналіз змін в структурі спектру відбиття рослинного покриву (пшениці) проводиться на прикладі Глібовського родовища газу. Значення коефіцієнтів спектрального відбиття (КСВ) представлено спектрограмами зі спектральною розрізненістю 1 нм, діапазон електромагнітних хвиль (розбитий на 400 рівних спектральних інтервалів

$$k = k_j = k(\lambda_j), \lambda = [350, 749 \mu\text{m}], j = \overline{1, 400}. \quad (2.121)$$

Дистанційні вимірювання були виконані по лінійному маршруту, який перетинав відому межу покладу природного газу. На маршруті проводилися вимірювання в 16 контрольних ділянках, по 4 вимірювання на ділянку. Всього було отримано 64 спектрограми.

В теорії мультіфракталів прийнято розглядати фрактальний об'єкт як точкову множину, вкладену в обмежену область V , m -вимірною евклідова простору E^m . В загальному випадку область V розбивається на "кубічні" m -вимірні комірки, в яких містяться елементи точкової множини. Для статистичного опису точкової множини досліджується розподіл його елементів за комірками змінного розміру r . Керуючись цими загальними міркуваннями стосовно аналізу спектрограм, значення КСВ квантується на цілочисельні відліки (далі кванти). В результаті кожна спектрограма представляється як одновимірна спектральна область, що розбита на $N(r)$ одновимірних комірок спектральних інтервалів розміром r з номерами $i = 1, 2, \dots, N(r)$. Розподіл квантів у кожній зайнятій i -ї комірці характеризується числом $k_i(r)$.

Сумарна кількість комірок $N(r)$ залежить від розміру комірки r . Мірою (ймовірнісною) вмісту i -ї комірки є частка $p_i(r)$ від загального числа L квантованих значень КСВ (квантів) у всіх комірках

$$p_i(r) = \frac{k_i(r)}{L}, \sum_{i=1}^{N(r)} p_i(r) = 1.$$

Повний набір $\{p_i(r)\}_{i=1}^{N(r)}$ при мінімальному значенні r , дає опис розподілу квантів в спектрограмі. Проте, якщо статистична сума, яка вводиться до розгляду, $M(q, r)$, пов'язана з розміром r степеневою залежністю (4.2), або лінійною залежністю (4.3) в білогарифмічних координатах

$$M(q, r) = \sum_{i=1}^{N(r)} p_i^q(r) = c(q) r^{-\tau(q)}, \quad (2.122)$$

$$\ln(M_q(r)) = \ln(c(q)) - \tau(q) \ln(r), \quad (2.123)$$

то про такий розподіл можна взяти набагато більше, провівши для цього мультіфрактальний аналіз його структури. З виразу (4.3) визначається

функція масштабних інваріантів $\tau(q)$, яка залежна тільки від степені q і незалежна від розміру комірки r , та визначаються розмірності Реньї $D(q)$ мультіфрактальної структури

$$\tau(q) = -\lim_{r \rightarrow 0} \left[\frac{\ln(M(q, r))}{\ln(r)} \right], \quad D_q = \frac{\tau(q)}{1-q}. \quad (2.124)$$

Для зменшення похибки спектрометрування на кожній контрольній ділянці маршруту проводиться кілька вимірювань. Спектрограми як вектори квантованих значень КСВ, які представлені одновимірними масивами даних, покомпонентно підсумовуються і об'єднуються в одну спектрограму. За змінний розмір r комірки об'єднаної спектрограми квантованих значень КСВ приймається розмір спектральних інтервалів. Співвідношення (2.121–2.124) зберігають силу для об'єднання довільної кількості спектрограм.

Наявність мультіфрактальної структури передбачає виконання 2-х умов.

Умова 1. Степенева залежність статистичної суми (2.122) від розміру комірки r для кожного значення показника степені q .

Умова 2. Розмірності Реньї є незростаюча функція степені q , $D_q \geq D_q$ для $q' > q$.

На рис. 2.91 наведено проміжні результати оброблення спектрограм 2-ї ділянки маршруту родовища ВВ. Обчислення проведені за співвідношеннями (2.123), (2.124).

На рис. 2.91 а наведено 5 графіків залежності статистичної суми $M_q(r)$ для 9 розмірів комірок $r = \{r_j\}_{j=1}^9$ при значеннях $q = \{-2, -1, 0, 1, 2\}$. Розміри комірок спектральних інтервалів даються в частках всього спектрального діапазону (2.121), який прийнятий за одиницю розміру:

$$r = \{1/100, 1/50, 1/25, 1/20, 1/10, 1/5, 1/2, 1\}.$$

По графіках можна зробити висновок, що обчислені значення статистичної суми для різних розмірів комірок r (показані точками на графіках) з достатньою точністю апроксимуються прямою лінією. Для кожного фіксованого значення q має місце степенева функціональна залежність статистичної суми від розміру комірки r , що відповідає лінійній залежності в білогарифмічних координатах графіків, і відповідає співвідношенню (2.123). Аналогічна залежність має місце для значень $-90 \leq q \leq 90$, обчислених з кроком $h_q = 0.125$. Графіки (див. рис. 2.91 а) демонструють виконання умови 1 наявності мультіфрактальної структури спектру відбиття. Слід зазначити наступну властивість статистичної суми $M(q, r)$, — вибір великих значень $q \gg 1$ сприяє підвищенню внеску комірок з великими значеннями p_i в статистичну суму, а вибір значень $q \ll -1$ підвищує внесок комірок з відносно малими значеннями p_i . Залежно від степені q логарифм статис-

тичної суми $\ln M(q, r)$ приймає значення різних знаків.

На рис. 2.91 а в графічному вигляді приведені результати подальшого мультифрактального аналізу 4-х спектрограм 2-ї ділянки маршруту родовища ВВ. Графік функцій $\tau(q)$ побудований згідно співвідношенню (2.124) для значень $-90 \leq q \leq 90$ з кроком $h_q = 0,125$. Функція масштабних інваріантів $\tau(q)$ не залежить від розміру комірки, і обчислена як кутові коефіцієнти прямих лінійної регресії залежності статистичних сум від r (див. рис. 2.91 б). Степеневий параметр $\tau(q)$ є функціональним інваріантом масштабних змін розміру r .

На рис. 2.92 а приведенний графік функцій розмірностей Реньї D_q (узагальнених фрактальних розмірностей) мультифрактальної структури спектру

відбиття рослинного покриву 2-ї ділянки маршруту досліджень. На рис. 2.92 б демонструється мультифрактальний спектр структури.

Обчислення і графік функції $D(q)$ (див. рис. 2.92 а), показують, що необхідна умова 2 існування структури з мультифрактальними властивостями виконана. Складна структура об'єкту описується спектром значень розмірностей Реньї D_q . Розмірність D_0 відповідає хасдорфовій розмірності. Із співвідношень (2.122), (2.124) для $q = 0$ виводиться рівність, $M(0, r) = N(r) \propto r^{-\tau(0)} = r^{-D_0}$, яка визначає фрактальну розмірність досліджуваної структури. Обчислена за спектрограмами фрактальна розмірність рослинного покриву $D_0 = 1$. Ця розмірність Реньї відповідає хасдорфовій розмірності, проте вона є найгрубішою характеристикою, яка визначає

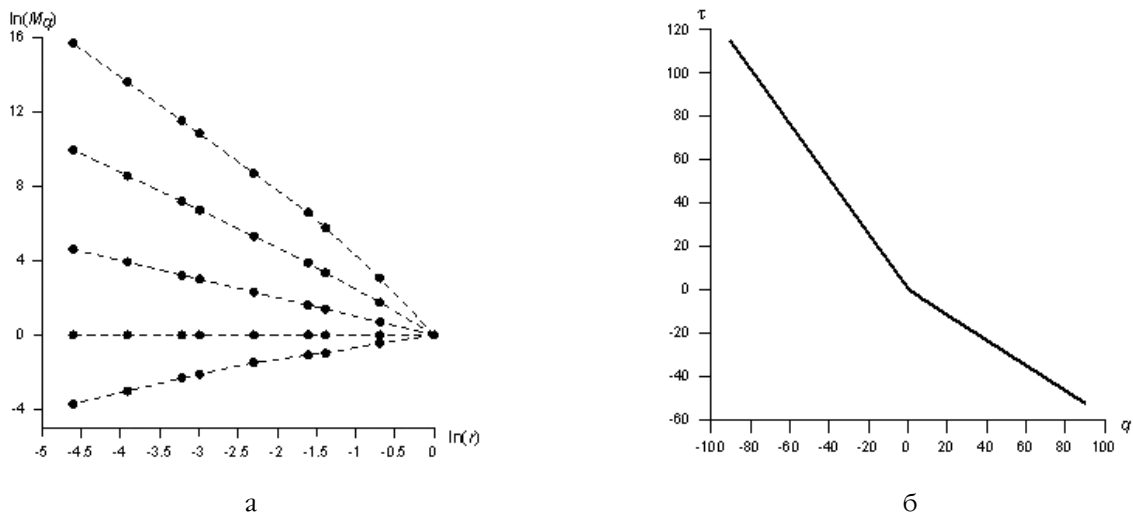


Рис. 2.91. Графіки мультифрактальних характеристик спектрів відбиття 2-ї ділянки маршруту.

а — Графіки в білогарифмічних координатах статистичної суми $M_q(r)$ степенів $q = \{-2, -1, 0, 1, 2\}$ (розташування графіків по значеннях q — зверху—донизу); б — Графік функції $\tau(q)$, $-90 \leq q \leq 90$ з кроком $h_q = 0.125$

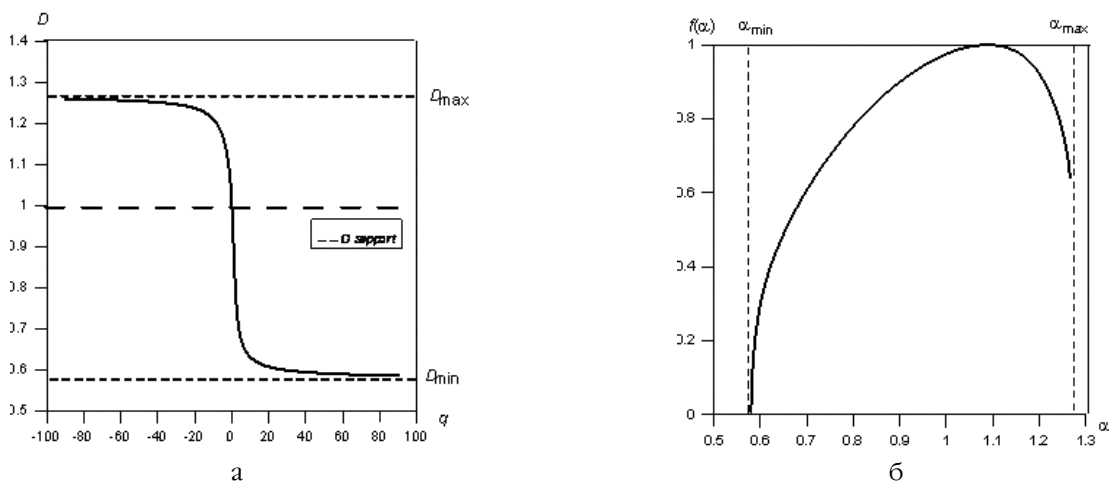


Рис. 2.92. Графічне представлення результатів мультифрактального аналізу спектру відбиття рослинного покриву 2-ї ділянки маршруту. а — графік розмірностей Реньї мультифрактальної структури, б — графік функції мультифрактального спектру $f(\alpha)$ — мультифрактальний спектр

розмірність носія (support) мультифрактальної множини, але не визначає його структуру, що характеризується статистикою заповнення комірок квантами. Рівність $D_0=1$ свідчить про те, що в спектрограмах немає незаповнених квантами комірок. В кожній комірці спектрограм квантовані значення КСВ відмінні від 0. В цьому випадку хаусдорфова розмірність рівна топологічній розмірності носія.

Максимального значення розмірність Реньї мультифракталу досягає при $q \rightarrow -\infty$, $D_{\max} = D_{-\infty}$, а мінімального $D_{\min} = D_{\infty}$ при $q \rightarrow \infty$. В реальних дослідженнях обчислення цих значень виконується для малих і великих величин q . В даному прикладі ці величини розмірностей Реньї мультифрактала характеризують варіабельність (розмах мінливості) структури, і дозволяють ввести визначення варіабельності розмірностей Реньї $\delta^{(R)}$ мультифрактального спектру

$$\delta^{(R)} = D_{\max} - D_{\min} \quad (2.125)$$

У випадку, коли кванти, розподілені по всіх $N(r)$ комірках рівномірно, всі розмірності Реньї різних порядків рівні і дорівнюють розмірності носія D_0 . В цьому випадку графік розмірностей Реньї вироджується в пряму лінію, яка на рис. 2.93 а позначена як штрихова D_{support} .

За винятком розмірності Реньї D_0 , інші розмірності, в термінах яких побудована мультифрактальна модель, не є розмірностями Хаусдорфа. Через це для них використовуються терміни “узагальнені фрактальні розмірності”, “розмірності Реньї”. Для того, щоб привести розмірності Реньї до фрактальних розмірностей мультифрактала, зіставних з роз-

мірностями Хаусдорфа, використовується функція мультифрактального спектру $f(\alpha)$. Значення цієї функції рівні фрактальним (хаусдорфовим) розмірностям окремих фрагментів мультифракталу. Функція мультифрактального спектру $f(\alpha)$ визначається за допомогою перетворення Лежандра по знайденим із співвідношення (2.124) значеннях функції $\tau(q)$. Пара рівнянь задає перетворення Лежандра від незалежних змінних τ і q до незалежних змінних f та α

$$\alpha(q) = -\frac{d}{dq}\tau(q), \quad f(\alpha(q)) = q\alpha(q) + \tau(q), \quad (2.126)$$

де $f(\alpha)$ — розмірності фракталів з показниками Гельдера α .

На рис. 2.92 б приведений графік мультифрактального спектру структури даних спектрограми рослинного покриву з 2-ї ділянки маршруту. Функція мультифрактального спектру $f(\alpha)$ є спектром сингулярностей мультифрактальної структури даних спектрометрування. Отже, структура представлена об'єднанням різних фрагментів, кожний з яких має своє єдине значення фрактальної розмірності зіставне з розмірністю Хаусдорфа. У разі однорідного розподілу квантів по комірках, мультифрактальний спектр виявляється стягнутим у точку. Варіабельність мультифрактального спектру δ визначається співвідношенням

$$\delta = \alpha_{\max} - \alpha_{\min} \quad (2.127)$$

Перетворення Лежандра є взаємно-однозначним і дозволяють зіставити графіку функцій розмірностей Реньї D_q (див. рис. 2.92 а) графік мульти-

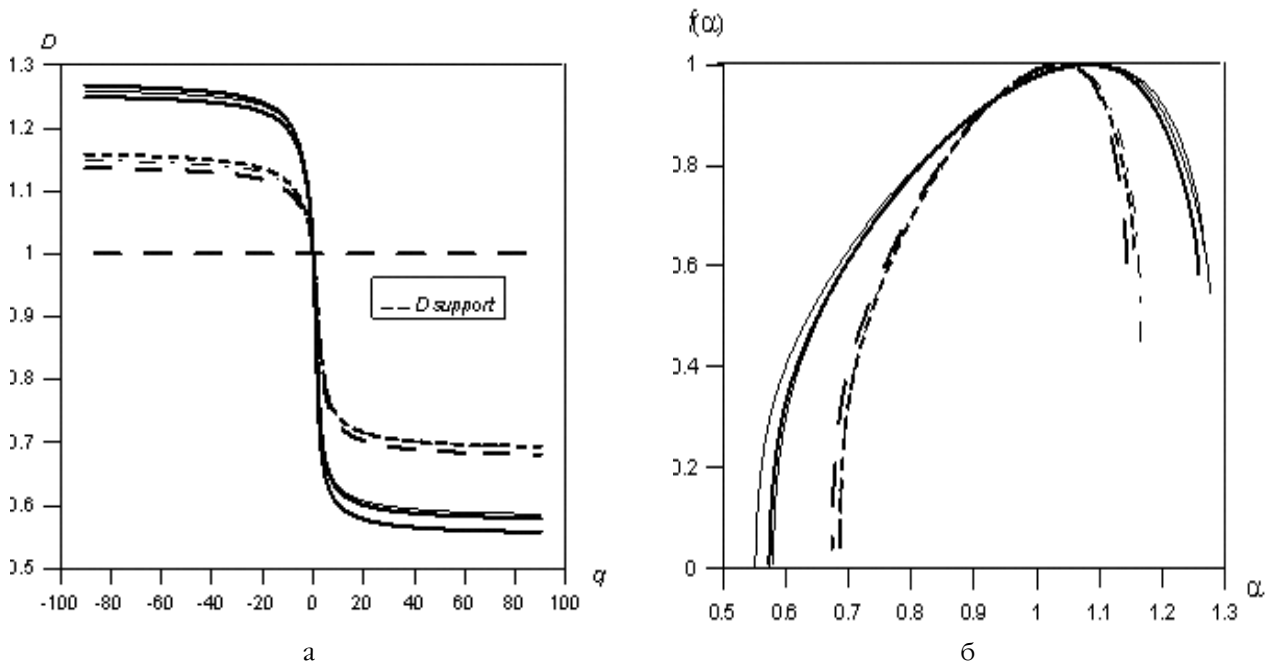


Рис. 2.93. Спектри розмірностей рослинних покривів з 6 ділянок родовища ВВ. а — графіки розмірностей Реньї мультифрактальних структур; б — графіки функції мультифрактального спектру $f(\alpha)$

фрактального спектру $f(\alpha)$ (див. рис. 2.92 б). Ненегативна функція спектру сингулярностей $f(\alpha)$ має максимальне значення в точці, і в цій точці перегину графік $f(\alpha_0) = D_0$ співпадає з розмірністю носія мультифрактальної множини. Права гілка мультифрактального спектру (див. рис. 2.92 а) відповідає негативним значенням q , ліва гілка — позитивним.

2.15.3. Визначення меж покладів вуглеводнів за варіабельністю мультифрактального спектру

За індикаторні ознаки покладу ВВ вибираються показники варіабельності розмірностей Реньї $\delta^{(R)}$ або мультифрактального спектру δ . На рис. 2.93 приведено розмірності спектрів відбиття світлового потоку рослинним покриттям з 6 ділянок лінійного маршруту, який перетинає поклад ВВ.

По умові експерименту, маршрут дослідження проходив по 16 контрольним ділянкам. Ділянки з номерами 1–8 знаходяться зовні зони покладу ВВ, а ділянки 9–16 розташовані над покладом. По графіках, отриманих в результаті мультифрактального аналізу спектрів відбиття рослинних покривів (див. рис. 2.93), з ділянок: 2, 3, 4, 11, 12, 13 виразно видно, що варіабельності розмірностей Реньї і мультифрактальних спектрів менше на ділянках над покладом ВВ.

В табл. 2.14 зведені обчислення значень індикаторних ознак покладу ВВ по маршруту дослідження, який перетинає межу покладу.

Далі виконується порогова сегментація ділянок за показником варіабельності мультифрактального спектру δ . Інтервал можливих значень показника $[0, 1]$ розбивається на n рівних клас-інтервалів, для кожного з яких обчислюється частота ω . Розподіл частот по клас-інтервалах приведений на рис. 2.94а у вигляді ряду частотного розподілу.

Таблиця 2.14.

Значення індикаторних ознак покладу ВВ на ділянках маршруту

№ ділянки	$\delta^{(R)}$		№ ділянки	δ	
	$\delta^{(R)}$	δ		$\delta^{(R)}$	δ
1	0.62761	0.63914	9	0.4787	0.49165
2	0.67256	0.68585	10	0.47276	0.48751
3	0.70965	0.72379	11	0.45606	0.4690
4	0.6699	0.68363	12	0.46465	0.47971
5	0.65756	0.67151	13	0.45655	0.46954
6	0.65306	0.66747	14	0.44303	0.46226
7	0.62985	0.64382	15	0.47274	0.48524
8	0.6137	0.62895	16	0.47426	0.48986

Бімодальний вид розподілу дозволяє обчислити розділяюче значення $\delta_c = 0.563$. На рис. 2.94 б приведений графік сегментації K ділянок маршруту по значенням індикаторної ознаки δ . Ділянки з номерами 1–8 знаходяться зовні покладу ВВ, ділянки 9–16 розташовані над покладом.

Аналогічний результат дає сегментація ділянок по значенням варіабельності розмірностей Реньї $\delta^{(R)}$. Отже, область покладу ВВ характеризується як відкрита область, що складається з точок, в яких значення індикаторної ознаки задовольняють нерівності

відлік проводився в значеннях відстані x від першої ділянки маршруту. Як індикаторна ознака застосовувався показник δ . В цьому одновимірному випадку межа покладу визначається шляхом інтерполяції значень показника δ на маршруті, і зводиться до побудови функції однієї змінної $\delta = u(x)$ значення x , при якому $\delta = \delta_c$, приймається за координату точки що знаходиться на межі покладу $x = x_g$.

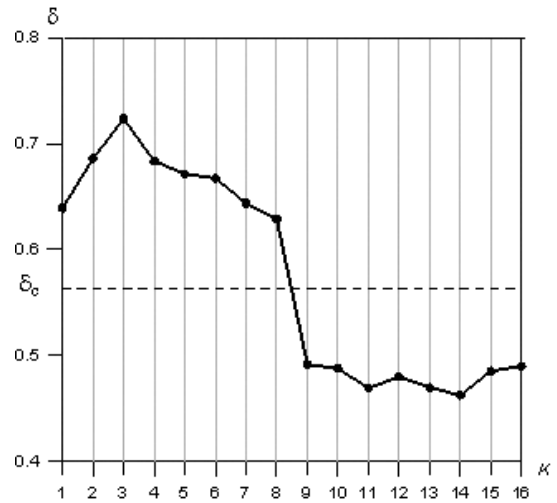
Якщо матеріал готуватися для візуального сприйняття, розподіл індикаторної ознаки по маршруту може бути представлений у вигляді зображень (рис. 2.95). Для цього яскравостям пікселів екрану дисплея привласнюються пропорційні δ чисельні значення, а сегментація виконується збільшенням контрастності зображення. Приклад такого представлення межі покладу для Глибовському родовище наведений на рис. 2.95а. Межа покладу проходить на відстані приблизно 1.05 км від першої точки маршруту. Довжина всього маршруту складала 2.1 км.

Якщо дані спектрометрування проводяться у вузлах сітки, накладеної на площу родовища, стає можливим визначити область, зайняту покладом по виконанню однієї з умов (2.128), а також побудувати зображення області (рис. 2.95 б). По значенням індикаторної ознаки δ у вузлах сітки виконується інтерполяція значень δ на всі точки області $\delta = u(x, y)$. Модельний приклад, що ілюструє розподіли індикаторної ознаки покладу ВВ, побудований на сітці розміром 6×6 (див. рис. 2.95б).

Якщо у вузлах сітки задані значення індикаторної ознаки δ , то межа області покладу ВВ визначається значенням рівня порогу сегментації δ_c , який обчислюється по частотному розподілу δ у вузлах інтерполяції. Контурний 3-вимірний графік з виділеною лінією рівня δ_c ілюструє модельний приклад побудова межі покладу ВВ (рис. 2.96).

Подальший розвиток розробленого методу полягає в розширенні його можливості на автоматизоване оброблення і інтерпретацію гіперспектральних аерокосмічних даних при розв'язанні природоресурсних завдань.

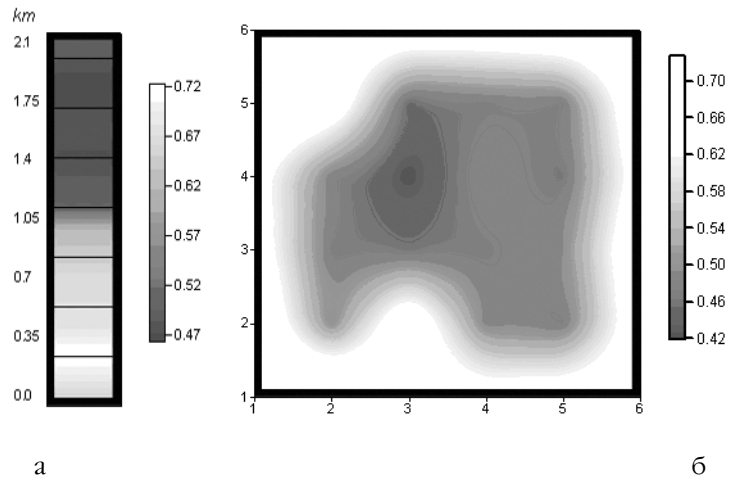
ω	δ
0	0.063
0	0.188
0	0.313
8	0.438
0	0.563
8	0.688
0	0.813
0	0.938



а

б

Рис. 2.94. Сегментація ділянок з номерами K по показнику варіабельності δ мультифрактального спектру. а — бімодальний ряд розподілу частоти δ по інтервалах δ ; б — сегментація ділянок маршруту по значенням δ , рівень сегментації $\delta_c = 0.563$



а

б

Рис. 2.95. Зображення розподілу індикаторної ознаки варіабельності мультифрактального спектру (районів покладу ВВ. Поклад затемнений. а — по лінійному маршруту дослідження Глібовського родовища ВВ; б — модельний приклад зображення покладу ВВ

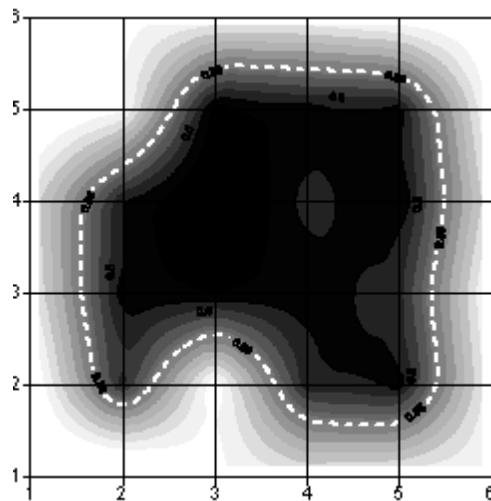


Рис. 2.96. Контурний графік покладу ВВ з виділеною межею