

ВИЗНАЧЕННЯ І КВАЛІФІКАЦІЯ
ОСНОВНИХ РОЗРАХУНКОВИХ
ПАРАМЕТРІВ В УМОВАХ
ХАОТИЧНОЇ
НЕОДНОРІДНОСТІ
ФІЛЬТРАЦІЙНИХ
ВЛАСТИВОСТЕЙ ПЛАСТА

Вплив та види неоднорідності

- Більшість методів визначення параметрів призначена для умов однорідних водоносних пластів.
- В реальних умовах неоднорідність є неодмінною властивістю всіх геологічних об'єктів.
- При обробці дослідних даних методом Джейкоба, неоднорідність водоносних пластів виступає як фактор аномальності.
- Вид і ступінь аномальності дослідних закономірностей зміни рівня будуть залежати від характеру неоднорідності.
- Геологічним об'єктам властиві два види неоднорідності – закономірна та хаотична.

Закономірна неоднорідність

Закономірна неоднорідність пов'язана з наявністю літолого-фаціальних кордонів, плікативних і розривних тектонічних порушень, тобто це по суті його структурна неоднорідність.

Вона схематизується геометричними формами з межами значної протяжності і різної природи.

Хаотична неоднорідність

- Хаотична неоднорідність пов'язана з сингенетичними відмінностями і цілим рядом епігенетичних проявів в межах одного шару.
- Елементи хаотичної неоднорідності, як правило, значно менше області дослідного, а тим більше експлуатаційного збурення.
- Якщо елементи хаотичної неоднорідності порівнянні з областю дослідного обурення, їх роль у формуванні фільтраційного потоку аналогічна дії структурної неоднорідності.

Відносність поняття фільтраційної неоднорідності

Залежно від обсягу зони випробування один і той масив або водоносний горизонт представляється неоднорідним чи квазіоднорідним

Практично розрізняється *;

- неоднорідність вищого порядку;
- ефективна неоднорідність;
- неоднорідність нижчого порядку.

*(Рац М.В. “Неоднородность горніх пород и их физические свойства” М.Наука, 1967)

Характер неоднорідності

(за М.В. Рацем)

- Неоднорідність вищого порядку обумовлена нерівномірним чергуванням елементів, лінійні розміри яких в 10^4 і більше разів менше зони випробування.
- Ефективна неоднорідність обумовлена нерівномірним чергуванням елементів розмірами в 10 - 100 разів менше розмірів зони випробування.
- Неоднорідність нижчого порядку має місце при розмірах елементів більше розмірів зони випробування.
- Предметом подальшого розгляду є переважно ефективна неоднорідність в межах елементів неоднорідності нижчого порядку, розміри яких перевищують розміри зони випробування

ХАРАКТЕРИСТИКА
ХАОТИЧНОЇ НЕОДНОРІДНОСТІ
ЗА ДОПОМОГОЮ
СТАТИСТИЧНИХ ОЦІНОК

Основні теоретичні положення

Під хаотичною фільтраційною неоднорідністю водоносного пласта, мають на увазі неоднорідність водопровідності по площі,

При цьому зміни водовіддачі практично незначні і ними можна знехтувати.

Дослідження хаотичної неоднорідності виконують на основі статистичної моделі фільтраційного поля, зокрема, на моделі випадкових величин. При цьому припускають, що водопровідність в хаотично неоднорідному пласті є випадкова функція координат.

Основні теоретичні положення

- Обсяг інформації, укладений в результатах випробування залежить від тривалості обурення, з цієї точки зору результати випробування хаотично неоднорідного пласта системою короткочасних збурень за деякою рідкісної мережі можна розглядати як вибірку випадкових і незалежних показників фільтраційних властивостей з генеральної сукупності.
- Кожне окреме значення цієї вибірки, що отримується за даними збурення в одній свердловині, розглядається як умовно локальна характеристика з масштабами осереднення значно меншими, ніж розміри досліджуваного фільтраційного поля.

-

Основні теоретичні положення

- Статистичні оцінки, одержувані на основі таких вибірок, характеризують узагальнені фільтраційні властивості апробованого пласта і ступінь неоднорідності.
- Необхідні для розрахункового прогнозу показники визначаються за законами сучасної теорії оцінок, а також вибір оцінює функції для невідомого параметра генеральної сукупності з безлічі можливих оцінок, базується на критерії Р.А. Фішера.

Основні теоретичні положення

- На основі цього методу доведено, що достовірними, ефективними, незміщеними і достатніми оцінками нормального розподілу є середньоарифметичне і середньоквадратичне відхилення.
- Такими ж оцінками для логарифмічно нормального розподілу будуть максимальна правдоподібне середнє і середнє квадратичне логарифмів.
- Знаходження статистичних оцінок, які відповідають критеріям Фішера, не представляє суттєвої складності при нормальному і логарифмічно нормальний розподіл.
- Для більш складних випадків це завдання ускладнюється відсутністю типових рішень оцінюваної функції.

Основні теоретичні положення

- Також важливим є питання про відповідність достовірних, ефективних, незміщене і достатніх оцінок, які визначаються на основі статистичної обробки результатів випробування пласта одиночними короткочасними збуреннями, і гідродинамічно ефективних параметрів, що визначають реакцію водоносного пласта на збурення і одержуваних більш тривалими збуреннями, область яких значно перевищує розміри елементів неоднорідності.

Основні теоретичні положення

- При різних законах розподілу статистичні оцінки параметрів виявляються різними.
- Суттєве значення має питання про закон розподілу дослідних сукупностей.
- В даний час немає задовільного теоретичного обґрунтування будь-якого закону розподілу ймовірностей водопровідності.
- Автори ряду робіт, на підставі позитивного результату оцінок гіпотез про розподіл вибірок, прийшли до переконання, що розподіл водопровідності близько до логарифмічно нормального і в меншій кількості випадків до нормального законам.

Основні теоретичні положення

- Необхідно відзначити, що висновок щодо статистичної перевірки гіпотез про який суперечить тому чи іншому закону залежить від розміру вибірки.
- Зокрема, ймовірність того, що гіпотеза про не суперечити нормальному або логарифмічно нормальному закону не відкидається, підвищується зі зменшенням вибірки.
- На практиці звичайно починають працювати з малими вибірками, тому результат перевірки гіпотез про розподіл є досить умовним, часто гіпотези про нормальний і логарифмічно нормального законі відкидаються і при малих вибірках.

КЛАСИФІКАЦІЯ ВОДОВМІСНИХ
ПОРІД ЗА СТУПЕНЕМ
ХАОТИЧНОЇ НЕОДНОРІДНОСТІ
І ЗВ'ЯЗОК ЕФЕКТИВНИХ
ГІДРОГЕОЛОГІЧНИХ ПАРАМЕТРІВ
ІЗ СТАТИСТИЧНИМИ ОЦІНКАМИ

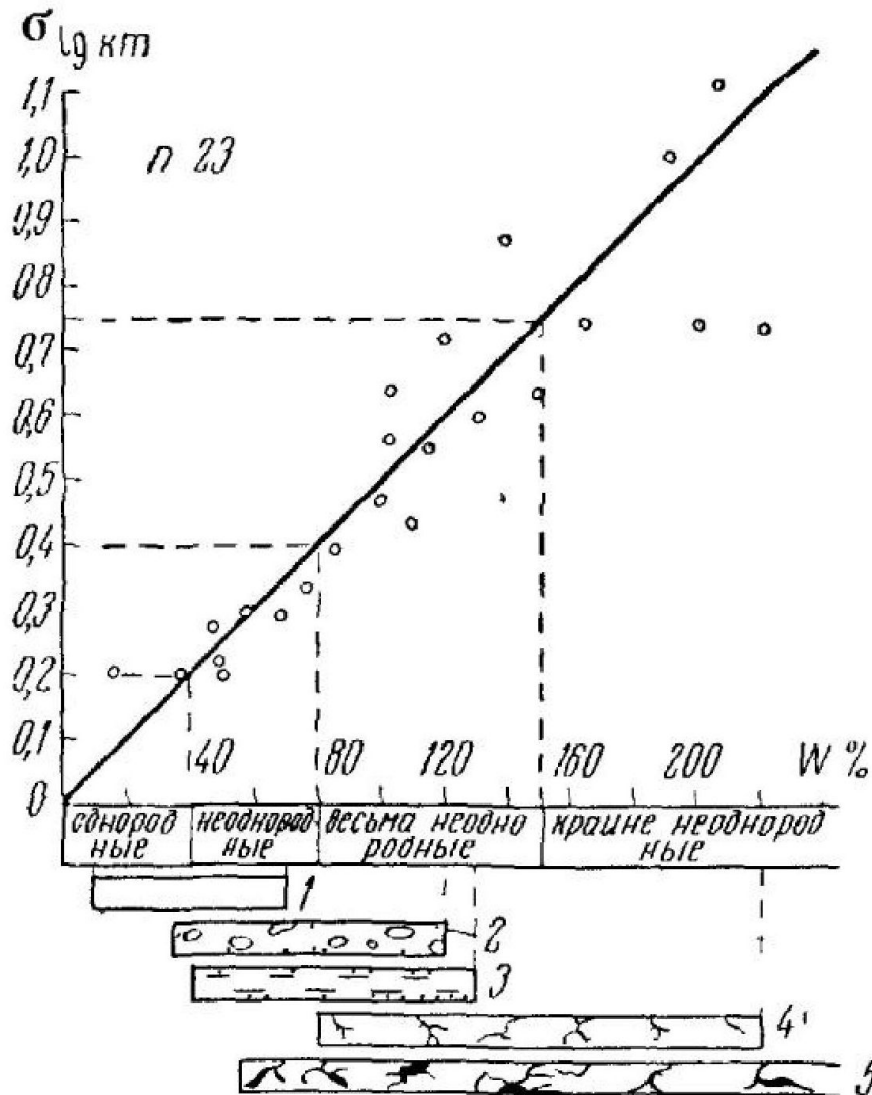
Основні класифікаційні показники

- Отримані статистичні оцінки можна використовувати для відносної характеристики ступеня неоднорідності водопровідності, зокрема, як класифікаційні показнику.
- Основою класифікації фільтраційної неоднорідності виступає коефіцієнт водопровідності.
- Як ознаку відносної характеристики неоднорідності, можна використовувати питомий дебіт однотипно обладнаних свердловин.

Статистичні оцінки показників фільтраційної неоднорідності

- Показники неоднорідності вибираються з числа статистичних показників розсіювання вимірюваної ознаки.
- До таких показників відноситься:
 - розмах вибірки (R);
 - середнє квадратичне відхилення (σ чи σ_{lg});
 - дисперсія (S чи S_{lg});
 - коефіцієнт варіації (W).

Класифікація водовмісних порід за ступенем хаотичної неоднорідності



- 1 - четвертинні і неоген-четвертинні піски,
- 2 - четвертинні алювіальні і алювіально-пролювіальні галечникові відклади,
- 3 - крейдяні шаруваті морські піски і слабкі пісковики,
- 4 – тріщинуваті не карбонатні колектори,
- 5 – тріщинуваті і тріщинувато-карстові карбонатні колектори

- Вивчення мінливості коефіцієнта водопровідності (питомого дебіту) спирається на матеріали розвідки по 100 ділянцям.
- Для аналізу використано фактичний матеріал по малим вибірками, що включають 10 -15 значень.
- Окремі положення, на прикладі ще 30 вибірок більшого розміру - 15-90 з переважанням 25-30 значень.
- На прикладі зазначеної кількості вибірок, що представляють широкий діапазон водовмісних порід, встановлено, що всі випадки знаходяться в інтервалі середнього квадратичного логарифмів $\sigma_{lg} = 0,05 - 1,3$ і коефіцієнта варіації $W - 15-220\%$,
- В основному розподіл не суперечать логарифмічно нормальному закону, іноді не суперечать нормальному закону і в рідкісних випадках суперечать обом законам.
- За результатами обробки безлічі вибірок відзначається цілком певний зв'язок середнього квадратичного логарифмів і коефіцієнта варіації з типом колекторів (див. табл. ↓).

Результати статистичної обробки вибірок

Водовмещающие породы	Число выборок	Размер выборки	Среднеарифме- тическое	
			σ_{lg}	W, %
Четвертичные и неоген-четвертичные аллювиальные пески	10	10—90	0,16	30
Четвертичные аллювиальные и аллю- виально-пролювиальные галечники и гравийно-галечники	15	10—64	0,30	60
Меловые слоистые морские пески и сла- бые песчаники	8	14—34	0,35	70
Трещинные и трещинно-карстовые кар- бонатные коллекторы	19	11—84	0,56	110
Трещинные некарбонатные коллекторы	14	13—91	0,65	130

Зв'язок нормального закону з числом каналів фільтрації. дозволяє виділити за цією ознакою типи розподілу проникності для грубо-пористих і дрібнопористих порід. На наявних прикладах можна було переконатися, що відповідність нормальному розподілу, можна зустріти і серед пористих однорідних колекторів ($W = 50\%$), і серед досить неоднорідних тріщинних колекторів ($W = 200\%$).

Виділені групи колекторів, відмінності яких заздалегідь відомі, відрізняються величинами середніх σ_{lg} і W і протяжністю їх інтервалів. Все різноманіття в різного ступеня неоднорідних водоносних горизонтів доцільно поділити за величинами середнього квадратичного логарифма і коефіцієнта варіації на чотири групи, наведені в наступній таблиці:

Степень неоднородности	Интервал показателей	
	σ_{lg}	$W, \%$
Однородные	$< 0,2$	$< 40\%$
Неоднородные	$0,2-0,4$	$40-80$
Весьма неоднородные	$0,4-0,75$	$80-150$
Крайне неоднородные	$> 0,75$	> 150

Відповідності статистичних параметрів їх ефективним розрахункових значень.

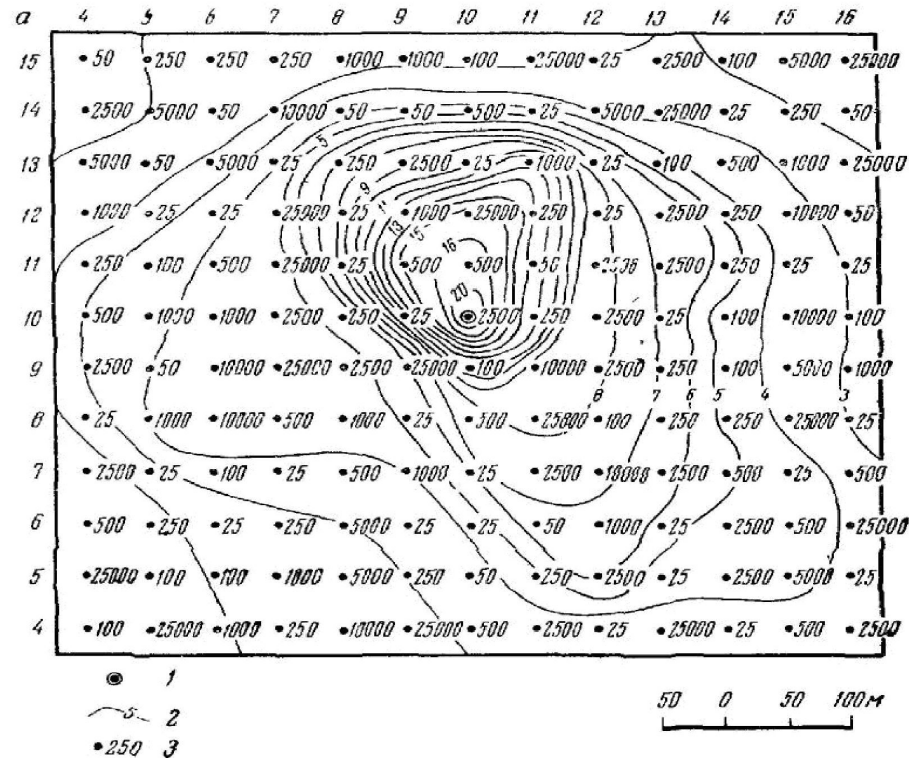
- Під ефективними параметрами при цьому розуміються значення водопровідності й п'єзопровідності такого однорідного водоносного горизонту, в якому розрахункові значення знижень рівня в зоні квазістаціонарного режиму на певні моменти часу близькі до значень знижень в розглянутому неоднорідному пласті.
- Для аналізу цього питання використовуємо експериментальні дані отримані при застосуванні методів аналогового моделювання. Подібне завдання стосовно нормальюму розподілу ставилася І.С.. Пашковським [94], на електропровідною папері було створено кусково-неоднорідне поле, провідність якого змінювалася в межах 0-200 м²/доба. Математичне очікування нормально розподіленої сукупності окремих значень дорівнювало 100 м²/доба, стандартне відхилення 50м²/доба і коефіцієнт варіації 50%.

- Ефективний коефіцієнт водопровідності, визначений за кутовим коефіцієнтам графіків часового простеження зниження, виявився рівним математичному очікуванню, яке при заданому нормальному законі рівно середньому арифметичному.
- Таким чином, наведений приклад показує, що величини ефективного коефіцієнта водопровідності і середнє арифметичного при нормальному розподілі збігаються.
- Відповідність статистичних оцінок і гідродинамічних ефективних значень параметрів при інших законах розподілу перевірялося за допомогою моделювання на сіткових моделях.
- Були побудовані моделі неоднорідного пласта з незакономірним розташуванням елементів неоднорідності, розподіл яких або не суперечило логарифмічно нормальному закону, або не відповідало як нормальному так і логарифмічно нормальному закону.
- Гіпотеза про закон розподілу перевірялася за критерієм Пірсона
- Всього було розглянуто чотири моделі (три при логарифмічно нормальному і одна при невизначеному законі розподілу), що відрізняються величиною середньоквадратичного відхилення логарифма водопровідності (α). Положення елементів неоднорідності визначалося жеребкув

Моделювання неоднорідності фільтраційних процесів

- Були побудовані моделі неоднорідного пласта з незакономірним розташуванням елементів неоднорідності, розподіл яких або не суперечив логарифмічно нормальному закону, або не відповідав як нормальному так і логарифмічно нормальному закону.
- Гіпотеза про закон розподілу перевірялася за критерієм Пірсона
- Всього було розглянуто чотири моделі (три при логарифмічно нормальному і одна при невизначеному законі розподілу), що відрізняються величиною середньоквадратичного відхилення логарифма водопровідності $\sigma_{\lg(\text{km})}$.

Схема моделі хаотичної фільтраційної неоднорідності



Модель хаотически неоднородного напорного водоносного пласта (на МСМ-1).

a — центральная часть модели фильтрационного поля при $\mu = 10^{-3}$, $Q = 10^4$ м³/сутки, $t = 30$ суток. 1 — водозабор; 2 — изолинии понижений; 3 — центр блока и значения k_m ;
b — полигон частот значений k_m блоков. Статистические оценки: $n = 342$, $\bar{x} = 4100$ м²/сутки, $s = 7770$ м²/сутки, $\omega = 190\%$, $\bar{x} = 500$ м²/сутки, $\sigma_{lg k_m} = 0,99$, $D = 25$ м²/сутки, $M = 500$ м²/сутки

Моделювання неоднорідності фільтраційних процесів

- У першій, другій і третій задачах розглядався ряд варіантів з різним розташуванням дослідних свердловини Результат статистичної обробки показаний в таблиці:

№ задачі	Колічество елементов неоднородности	Закон распределения	Среднеарифметическое значение водопродимости \bar{x}	Среднегеометрическое значение водопродимости \bar{x}^g	Среднеквадратическое отклонение $\sigma \lg km$	Максимально правдоподобное значение x	Коэффициент водоотдачи μ (μ^*)	Моделирующее устройство
1	81	Логнормальный	615	480	0,3	600	0,01	УСМ-1
2	729	То же	1850	575	0,7	2040	0,01	УСМ-1
3	361	»	557	300	0,5	573	0,001	МСМ-1
4	342	Неопределенный	4100	500	0,99	—	0,001	МСМ-1

Моделювання неоднорідності фільтраційних процесів

- За результатами моделювання будувалися графіки $S - \lg(t_0)$, $S - \lg R$, $S - \lg(t/r^2)$ та аналізувався вид цих графіків і визначалися основні гідрогеологічні параметри (коефіцієнти водопровідності і п'єзпровідності). результати розрахунку показані в таблиці.

№ задачі	Водопровідність по даним моделювання, м ² /сутки		Расхождение по средне-геометри-ческим, %	Пьезопроводность по даним моделювання		Водо-отдача $\mu = \frac{kt}{a}$	Расхождение с заданным значением водоотдачи, %
	по вре-менному просле-живанию $S - \lg t$	по пло-щадному просле-живанию $S - \lg r$		по вре-менному просле-живанию	по пло-щадному просле-живанию		
				a, м ² /сутки			
1	410	422	15	$4,1 \cdot 10^4$	$4,5 \cdot 10^4$	$\approx 0,01$	~ 0
2	520	504	12	$5,8 \cdot 10^4$	$3,6 \cdot 10^4$	$\approx 0,01$	~ 0
3	270	246	16	$3,0 \cdot 10^5$	$2,4 \cdot 10^5$	0,001	~ 0
4	225	258	95	$2,1 \cdot 10^5$	$2,9 \cdot 10^5$	0,001	~ 0

Висновок по моделі

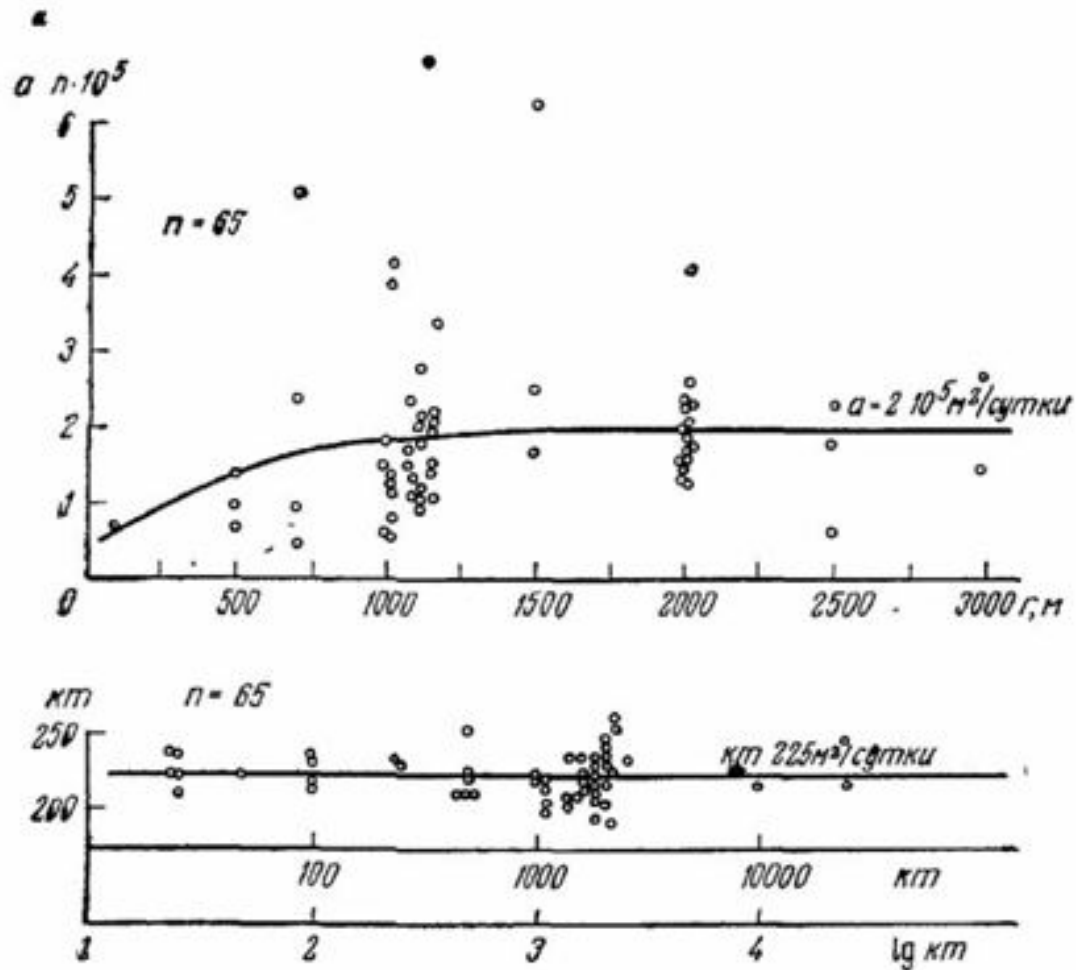
- Як впливає з вищевикладеного, **значення ефективного** коефіцієнта водопровідності при нормальному розподілі близькі до середнього арифметичного, при логарифмічно нормальному – середньому геометричному (розбіжності не перевищують 20%), при нерегулярному розподілі не контролюються статистичними оцінками.
- Розбіжність між середньою арифметичною величиною водопровідності і ефективним її значенням при логарифмічно нормальному і нерегулярному розподілі дуже істотні, причому ця різниця збільшується зі зростанням ступеня неоднорідності водоносного горизонту. Так, якщо при $\sigma = 0,5$ середнє арифметичне перевищує ефективне в 2,2 рази, то при $\sigma = 0,7$ та $\sigma = 0,99$ відповідно в 3,6 і 18 разів.
- Чисельний аналіз оцінок середнього при логарифмічно нормальному розподіл показує, що при ($\sigma_{lg} < 0,3$) відмінність між середнім арифметичним і середнім геометричним несуттєва.

ХАРАКТЕР ДЕФОРМАЦІЇ
ДОСЛІДНИХ ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ
ЗМІНИ РІВНЯ В
ХАОТИЧНО НЕОДНОРІДНИХ ПЛАСТАХ

Модель – завдання 4

- Аналіз закономірностей зміни рівня в хаотично неоднорідному пласті проведено за результатами моделювання досить неоднорідного водоносного пласта (завдання 4).
- Середньоквадратичне логарифмів $\sigma_{lg} = 0,99$ і коефіцієнт варіації $W = 190\%$ цього пласта характеризують найбільшу хаотичну неоднорідність.
- Розміщення елементів неоднорідності в основній частині фільтраційного частка і задані умови видно на схемі моделі. Тут показані ізолінії зниження на момент = 30 діб. В наступні моменти часу ($t = 80, 160, 320$ діб) рельєф депресійної воронки, зафіксований на момент $t = 30$ і 10 діб, практично не змінювався.
- Результати моделювання оброблені способом часового, площинного і комбінованого простеження. Результати представлені на рис↓.

Розподіл K_m та a_n по площі моделі



Результати визначення параметрів способом комбінованого простеження

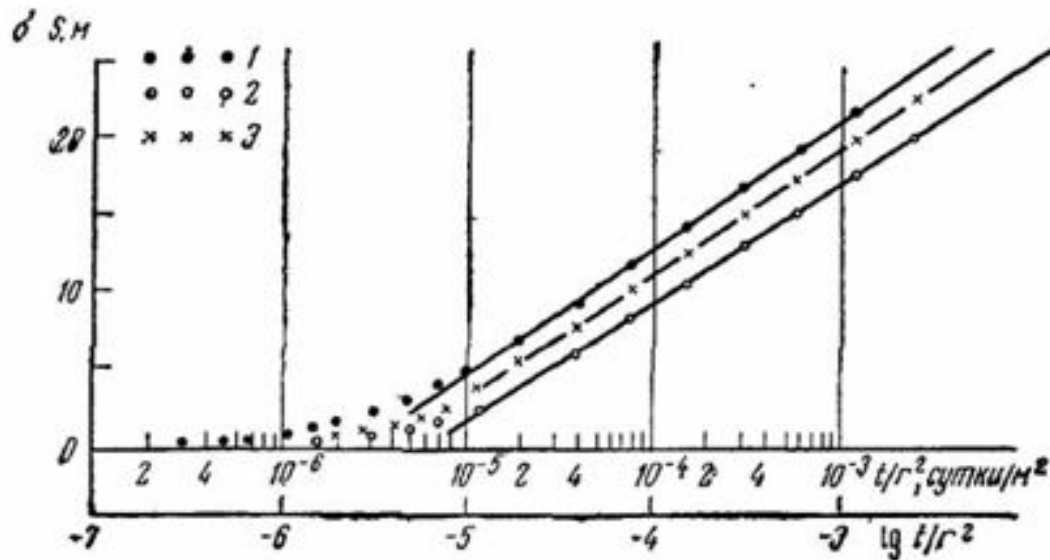


Рис. Результаты моделирования по схеме на рис. 67.
 а — графики рассеяния коэффициентов пьезопроводности и водопроводности;
 б — графики комбинированного прослеживания: 1 — для блока 8—10 с $k\eta = 500 \text{ м}^2/\text{сутки}$; 2 — для блока 10—8 с $k\eta = 250 \text{ м}^2/\text{сутки}$; 3 — для блока 10—9 с $k\eta = 25 \text{ м}^2/\text{сутки}$.

№ блока	$r, \text{ м}$	C	$k\eta, \text{ м}^2/\text{сутки}$	A	$\lg a$	$a, \text{ м}^2/\text{сутки}$
8—10	1000	8,2	223	45,6	5,2	$1,6 \cdot 10^8$
10—8	1000	7,8	235	40,4	4,84	$6,9 \cdot 10^4$
10—9	500	8,2	223	44,0	5,01	$1,0 \cdot 10^8$

Результати моделювання способом площинного простеження

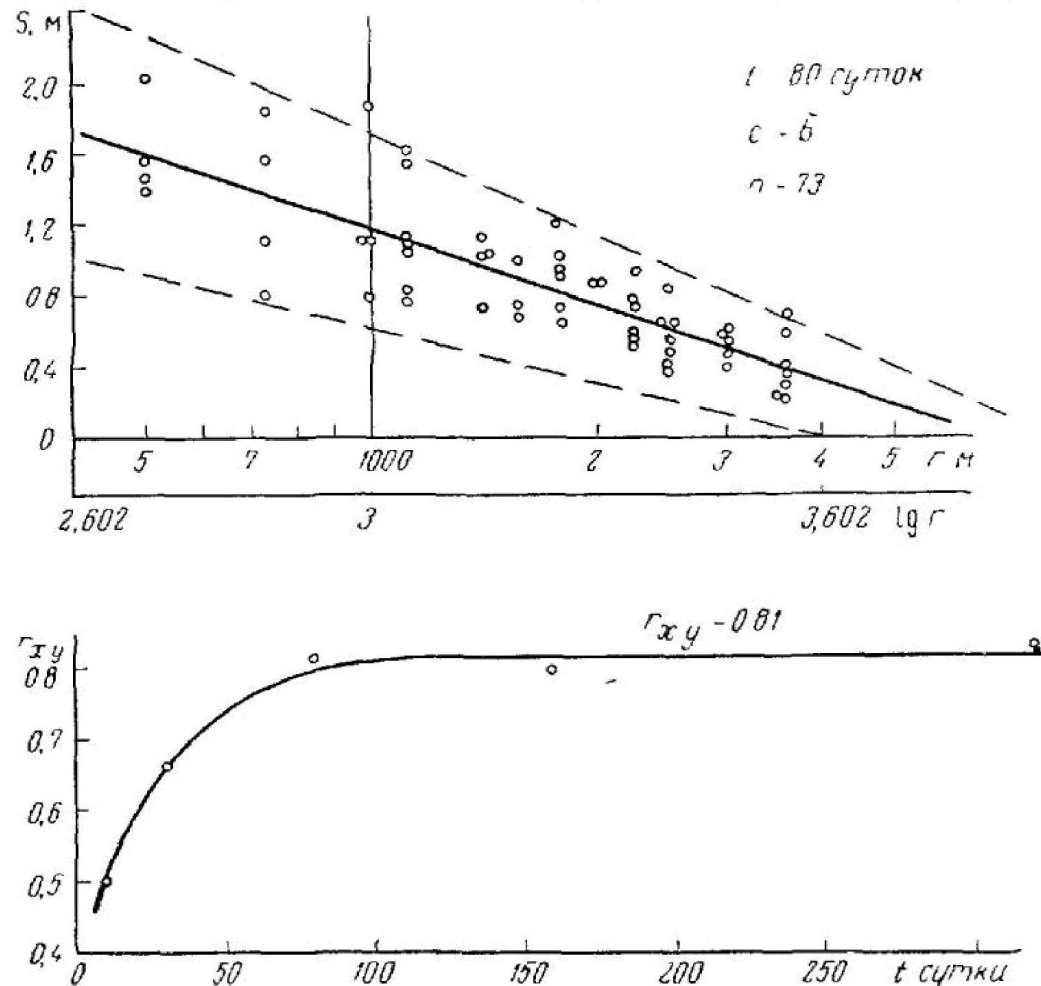


Рис. Результати площинного прослеживання пониження по даним моделювання.

Результати моделювання способом площинного простеження

- На рис.↑ показані результати площинного простеження зниження. Графік площинного простеження, побудований на момент $t = 80$ діб, представлений хмарою точок, витягнутим по осі відстаней; ступінь розсіювання зменшується з віддаленням від дослідного блоку. Характер розсіювання не змінюється для пізніх моментів простеження ($t = 160$ та 320 діб), але змінюється для ранніх моментів ($t = 10, 30$ діб).
- Таким чином, в пластах з хаотичною неоднорідністю, ступінь якої характеризується в даному випадку коефіцієнтом варіації $W = 190\%$, в порівнянні з однорідними шарами спостерігається порушення лінійної напівлогарифмічної площинної залежності

Використання коефіцієнта кореляції при визначенні параметрів

- Функціональна залежність (рис.↑) переходить в кореляційну. Емпіричний коефіцієнт кореляції ($r_{x,y}$). визначається за формулою:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad \bar{b} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

- Коефіцієнт кореляції визначено для графіків площинного простеження на моменти: t - 10; 30; 80; 160; 320 діб. Результати визначень представлені у вигляді графіка $g_{x,y} = f(t)$ показаний на рис. 69. У інтервалі 10-50 діб, тобто в межах практичної тривалості дослідю, коефіцієнт кореляція знаходиться в межах $g_{x,y} = 0,5-0,7$, характеризуючи слабкий зв'язок зниження з логарифмом відстані. Пізніше відзначається постійний і помітний зв'язок цих величин, так як $g_{x,y}$ стає постійним і рівним 0,8.
- Переконавшись в помітній кореляційній площинній базарною закономірності, визначимо параметри досліджуваного водоносного пласта через коефіцієнт лінійної регресії b – кутовий коефіцієнт графіка простеження, що дозволяє застосувати метод Джейкоба для розрахунку параметрів

Результати площинного простеження

Результати розрахунків поміщені склали: $km = 260$ м²/доба, $a = 2,9 \cdot 10^5$ м²/доба.

Отримані величини близькі до результатів отриманих за комбінованим простеженням (табл. ↑).

Отримані параметри повністю визначають часову і наближено площинну закономірність зміни рівня в апробованому пласті. Як уже говорилось, **такі параметри можна кваліфікувати як ефективні**. Порівняння результатів показано в таблиці

Спосіб обробтки	km , м ² /сутки	a , м ² /сутки
$S - \lg \frac{t}{r^2}$	225	$2,1 \cdot 10^5$
$S - \lg r$	260	$2,9 \cdot 10^5$

ПРИКЛАДИ ВИЗНАЧЕННЯ ПАРАМЕТРІВ
У ХАОТИЧНО НЕОДНОРІДНИХ
ПЛАСТАХ

Встановлено, що при зростанні тривалості експлуатаційного обурення і багаторазовому збільшенні радіуса зони квазістаціонарності коефіцієнт водопровідності стабільний або змінюється у відносно невеликих межах і близький до тієї величини, яка визначена при дослідному відкачуванні. Ступінь неоднорідності в першому прикладі близька до максимальної = 163%), у другому прикладі вона істотно менше = 99%).

Участок	Длительность возмущения, сутки	Радиус зоны опробования, м	Кoeffициент водопроводимости, м ² /сутки	Кoeffициент пьезопроводности, м ² /сутки
Балкашинский	2,9	500	192	—
(трещинный водоносный горизонт $W_{km} = 163\%$)	375,0	11500	129	$3,9 \cdot 10^4$
	1800,0	13000	138	$44 \cdot 10^4$
Саксонский	4,0	1000	66	—
(пластово-трещинный водоносный горизонт $W_{km} = 99\%$)	865,0	5000	63	—
	1170,0	6100	63	—

- З наявного в нашому розпорядженні фактичного матеріалу відібрані дослідні ділянки з різною і значним ступенем неоднорідності, вимірюваної середнє квадратичне логарифмів питомого дебіту і коефіцієнта варіації: σ_{lg} – 0,29-1,29; W – 61-145%.
- Відкачування в межах аналізованих ділянок виконувалось декількома дослідними кущами, області впливу яких радіусом не менше 1 км перекривалися частково або повністю.
- Виняток становить лише Урулюнгуйська ділянка, де області впливу відкачування роз'єднані.
- Коефіцієнт водопровідності визначений способом часового простеження по п'яти - восьми спостережних свердловинах.
- При аналізі мінливості K_m в межах куща використовується його середнє арифметичне і розмах R - різниця між крайніми значеннями водопровідності.
- Підсумковою величиною є відносний розмах. Результати аналізу зведені в табл.↓.

Участок, водоносный горизонт	Куст	Показатели неоднородности		Водопроводимость		Относитель- ный размах R/km_{cp} , %
		σ_{lg}	W, %	km_{cp} , м ² /сутки	размах R, м ² /сутки	
Мийкайнар, трещинно-карсто- вый	40	1,29	145	1180	142	12
	35	1,29	145	960	354	37
Аймураа, сло- истые пески	205	0,77	118	320	142(29)	44(9)
	210					
	245	0,77	118	362	95	26
	246					
Майлысай, пески	54	—	120	980	192	19
	55					
	57	—	120	904	—	
	53	—	120	1078		
Урулюпгуй, слоистые	48	0,56	102	2280	890(420)	39(18)
	49					
гравийно-песча- ные	160	0,56	102	3490	775(680)	22(19)
	89					
породы	15	0,56	102	3780	980	26
Левобережный, слоистые пески	328	0,29	61	500	210	42
Сухарыш, тре- щинно-карсто- вый	102	0,29	119	635	183	29
	57					
	72					

- Як видно, відносний розмах величин K_m , отриманих за даними часового простеження зниження, знаходиться в межах 12-44%, причому характерна відсутність зв'язку між величиною розмаху і ступенем неоднорідності ділянки. Остання обставина свідчить про те, що наявні відмінності в величинах водопровідності не пов'язані з природою неоднорідності. Дійсно, аналіз кожного об'єкта окремо показує, що на ділянках Лівобережній, Аймурзінській і Урулюнгуйській розбіжності були наслідком недосконалої спостережних свердловин в анізотропному розрізі. Крім того, розбіжності обумовлені похибками обробки.
- На прикладі ділянок Мійкайнар, Аймурза, Майлисай видно, що визначаються параметри практично не залежать і від місця розташування дослідної свердловини, якщо зміна розташування відбувається в загальній області впливу відкачування. Розбіжності при зміні дослідних свердловин не перевищують 20%.

Визначення параметрів способом площинного простеження.

Площинні закономірності зміни рівня в хаотично неоднорідних пластах є кореляційними. При цьому встановлено, що мірою зв'язку і критерієм для класифікації є величиною коефіцієнта варіації (W). Для основних груп водоносних горизонтів, виділених за ступенем неоднорідності, характерні наступні значення коефіцієнта кореляції:

	$W, \%$	r_{xy}
однорідні	<40	0,99-0,95
неоднорідні	40-80	0,95-0,90
дуже неоднорідні	80-150	0,90-0,80
вкрай неоднорідні	>150	<< 0,8

- Як показує аналіз дослідних графіків площинного простеження, кореляційний залежність зниження від логарифма відстані досить значна. Для практичної розрахунків геобхідна достатня кількість спостережних свердловин. Для однорідних водоносних пластів, що характеризуються ступенем неоднорідності $W=40\%$ і силою кореляційної зв'язку площинних графіків 0,99-0,95, кількість спостережних свердловин може бути мінімальною.

Висновки

- 1. Фільтраційна неоднорідність з точки зору тривалості відкачування є поняттям відносним. Характер неоднорідності визначається відносними (по відношенню до розмірів області впливу відкачування) розмірами елементів неоднорідності. За характером деформації дослідних закономірностей зміни рівня доцільно розрізняти ефективну неоднорідність і неоднорідність нижчого порядку (по М. Б. Рацу).
- 2. В умовах ефективної неоднорідності часові закономірності зміни рівня зберігаються функціональними, а площинні - переходять в кореляційні. За дослідними даними встановлена залежність сили кореляційної зв'язку $\{ghu\}$ від ступеня неоднорідності.

Висновки

- 3. В умовах неоднорідності нижчого порядку зберігаються функціональними і часові, і площинні закономірності зміни рівня, але часові закономірності з часом змінюють вигляд функціональної залежності; деформації площинних закономірностей менш помітні і мають місце на ділянках в периферійних частинах депресії ($r > 0,5 l$). Для площинних закономірностей характерні паралельні зміщення графіків, побудованих на пізні моменти часу.
- 4. В умовах ефективної неоднорідності параметри визначаються способом часового (комбінованого) простеження. Параметри є гідро динамічно ефективними. Необхідність усереднення одержуваних величин існує тільки щодо коефіцієнта p' єзопровідності (рівнепровідності) в досить неоднорідних і вкрай неоднорідних середовищах ($W > 80\%$).

Висновки

- 5. Ефективний коефіцієнт п'єзопровідності можна визначати на основі середнього арифметичного. Визначення ефективних параметрів способом площинного простеження можливо по декількох спостережних свердловинах, число яких залежить від ступеня неоднорідності. Можливість визначення ефективних параметрів за формулою Дюпюї за двома спостережними свердловинами обмежується однорідними водоносними горизонтами ($W < 30\% - 40\%$).
- 6. У зв'язку з тим, що в реальних умовах ефективні значення параметрів навіть при тривалих відкачках можуть бути визначені далеко не у всіх випадках (особливо для безнапірних горизонтів), необхідно за даними дослідних робіт визначати характер і ступінь неоднорідності і відповідно до отриманих результатів вибирати метод оцінки експлуатаційних запасів підземних вод і розрахункові параметри для прогнозу.