

## МЕТОДИКА АНАЛІЗУ АНАЛОГОВИХ ЗАПИСІВ ПРОХОДКИ НА ДОЛОТО

*Б.Д.Борисевич, Р.В.Василик, М.В.Лисканич*

*ІФНТУНГ, 76019, Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15, тел. (03422) 42264, 42453,  
e-mail: public@nung.edu.ua*

*Предложена методика статистической обработки аналоговых записей проходки на долото, которая позволяет выделить однородные, за буримостью, участки скважины. Сравнивая статистические характеристики механической скорости бурения за этими участками и после проверки статистических гипотез, можно оценить влияние основных параметров компоновки бурильного инструмента, жесткости и коэффициента демпфирования, на механическую скорость бурения.*

*Technique used for processing statistical analog recordings of the bit trip which permits to single out similar hole sections in drillability has been suggested by the authors. Comparing statistical data of the rate of penetration at these sections and having tested the parameter hypotheses we can evaluate the influence of basic parameters of drilling tool arrangement stiffness and damper coefficient on the rate of penetration.*

Стендові експериментальні дослідження впливу параметрів компоновки бурового інструмента, жорсткості та коефіцієнта демпфування на процес взаємодії долота з вибоєм проводились в різних блоках, але однакових за своїм походженням гірських породах.

За походженням пісковик воротищенської свити, білий вапняк, пісковик стрийської свити – осадові породи, які виникли в результаті відкладення на дні водяних басейнів зруйнованих вивержених порід. Сірий граніт – магматична гірська порода, яка утворилась в результаті охолодження та затвердіння розплавленої магми.

Особливість будови гірської породи, яка характеризується текстурою та структурою, полягає в її анізотропності. Анізотропність – це неоднакові за величиною фізико-механічні властивості породи, наприклад твердість по штампу, визначені в різних напрямках. Згідно з [6] коефіцієнт варіації при різних видах експериментальних досліджень, проведених в однакових гірських породах досягає 20...40%. За результатами досліджень руйнування гірських порід зубчастими вінцями, проведених Сімоновим В.В. і Вискребцовим В.Г. [5], коефіцієнт варіації дорівнював 15%.

Результати досліджень, проведених за однакових умов, можуть суттєво різнитись між собою. На рисунку 1 зображено аналогові записи проходки на долото, одержані під час буріння долотом 93Т в різних блоках пісковика воротищенської свити. Осьове статичне навантаження на долото, його частота обертання, розхід промивочної рідини, жорсткість та коефіцієнт демпфування компоновки бурильного інструмента під час проведення цих досліджень були незмінними. За цими записами можна зробити висновок, що механічна швидкість буріння змінюється як по глибині свердловини (кут нахилу аналогового запису проходки до горизонталі є різним), так і під час буріння на різних блоках однієї породи.

Згідно зі сказаним перший етап методики обробки аналогових записів проходки на долото – це виділення однорідних ділянок пробуреної свердловини. Для виділення однорідних ділянок гірських порід використовують термін «буримість породи». Це комплексна характеристика, яка враховує основні геологічні та техніко-технологічні фактори, і визначає податливість породи руйнуванню. Під час проведення стендових досліджень основним показником буримості є початкова механічна швидкість буріння. [7].

В [4] наведено основні методи контролю меж пластів гірських порід до початку, під час і після закінчення буріння, але всі вони стосуються промислового буріння свердловин. Методи визначення меж однорідних ділянок гірських порід під час проведення стендових досліджень, за якими можна встановити кількість паралельних експериментів, тобто експериментів проведених в однакових умовах, в літературі радянського періоду, та в інших літературних джерелах, не виявлено.

В даній роботі розроблено алгоритм виділення однорідних (умовно лінійних) ділянок аналогового запису проходки долота, за яким перевіряється адекватність експериментальних даних лінійному рівнянню регресії методом однофакторного аналізу з використанням розподілів Фішера і Стюдента [2].

Послідовність алгоритму така:

1) Дискретизація аналогового запису проходки на долото. Основна вимога при проведенні дискретизації – в межах кроку дискретизації по осі часу  $T_b$  ділянка аналогового запису повинна бути наближено лінійною, при цьому крок може бути однаковим або різним.

2) Для перших п'яти пар значень  $T_b$  і  $N_b$  – це мінімально допустимий обсяг первинної вибірки  $n$ , визначається емпіричне (спостережене) значення коефіцієнта лінійної кореляції.

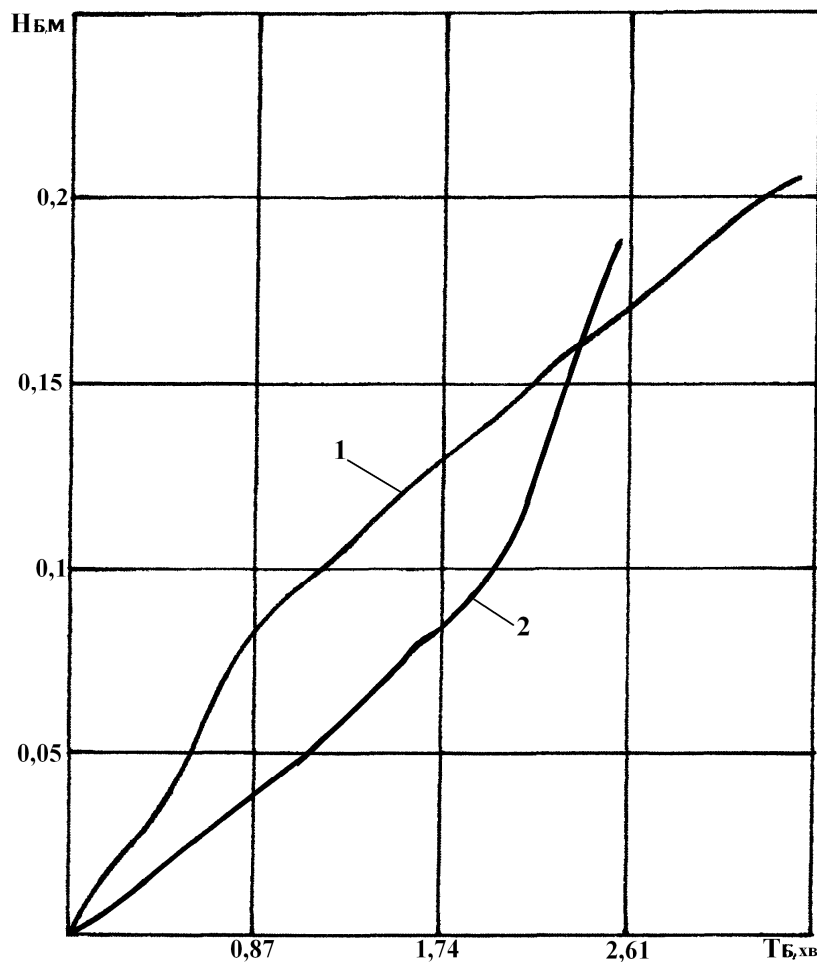


Рисунок 1 — Аналогові записи проходки на долото в двох різних блоках пісковика воротищенської свити

$$r_{em} = \left\{ \left( \sum_{i=1}^N X_i \cdot Y_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \sum_{i=1}^N Y_i \right)^2 \times \left[ \sum_{i=1}^N X_i^2 - \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N X_i \right)^2 \right] \times \left[ \sum_{i=1}^N Y_i^2 - \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N Y_i \right)^2 \right]^{-1} \right\}^{1/2} ; \quad (1)$$

3) Перевірка значимості емпіричного (спостережного) значення коефіцієнта кореляції.

Перевірка значимості емпіричного (спостережного) значення коефіцієнта кореляції – це статистична перевірка параметричної простої нульової гіпотези  $H_0$  про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції  $r=0$  при альтернативній (конкурентній) гіпотезі  $H_A - r \neq 0$ . Умова підтвердження нульової гіпотези  $H_0 - T_{кр} > T_{ем}$ , альтернативної  $H_A - T_{кр} \leq T_{ем}$ . Статистичний емпіричний (спостережний) критерій  $F_{ем}$  - це випадкова величина, значення якої визначають за формулою

$$T_{ем} = \frac{r_{ем} \sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_{ем}^2}}. \quad (2)$$

$T_{кр}$  – це критичне значення статистичного критерія  $T$  за розподілом Стьюдента, яке вибирається залежно від прийнятого значення рівня значимості  $\alpha$  і степені вільності  $k$ .

$$k = n - 2 = 5 - 2 = 3. \quad (3)$$

При перевірці значимості  $r_{ем}$  область прийняття гіпотез двостороння, тобто одна половина області величиною  $\alpha/2$  знаходиться зліва від математичного очікування критерія  $T$ , друга половина – справа, де  $\alpha$  – прийнятий рівень значимості. Вибір величини рівня значимості  $\alpha$  не має чіткого наукового обґрунтування і найчастіше вибирається з ряду значень 0,005; 0,01; 0,05; 0,1. При проведенні технічних досліджень найчастіше приймають  $\alpha=0,05$  [2].

Якщо гіпотеза  $H_0$  підтверджується при прийнятому значенні  $\alpha$ , то між величинами  $X(T_B)$  і  $Y(H_B)$  кореляція відсутня. Для цього випадку перша пара значень  $T_B$  і  $H_B$  відкидається і формування вибірки починається з другої пари загального об'єму вибірки  $N$ . Для цієї вибірки повторюють п.1...3. Цей цикл проводять до відхилення гіпотези  $H_0$ .

Якщо підтверджується гіпотеза  $H_A$  – величини  $X$  і  $Y$  корельовані, перехід до п. 4.

При прийнятті рішення про відхилення нульової гіпотези експериментатором може бути допущена помилка. Наприклад: якщо нульова гіпотеза  $H_0$  не приймається при рівні значимості  $\alpha=0,05$ , це означає що в 5-ти випадках із 100 нульова гіпотеза  $H_0$  про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції  $r$  відхилена помилково.

4) Визначаємо коефіцієнти рівняння лінійної регресії  $H_B=A + B \cdot T_B$

Коефіцієнти  $A$  і  $B$  визначаються за формулами

$$B = \frac{\sum_{i=1}^N X_i Y_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \sum_{i=1}^N Y_i}{\sum_{i=1}^N X_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^N X_i\right)^2}{N}}; \quad (4)$$

$$A = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i - B \sum_{i=1}^N X_i}{N}. \quad (5)$$

5) Перевірка адекватності лінійної моделі експериментальним даним методом однофакторного дисперсійного аналізу.

Середнє значення функції (проходка в мм) визначаємо за формулою

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i}{N}. \quad (6)$$

Значення  $Y_{M_i}$  обчислюємо за рівнянням лінійної регресії

$$Y_{M_i} = A + B T_B. \quad (7)$$

Повну суму квадратів обчислюємо за формулою

$$C = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^N Y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^N Y_i\right)^2}{N}. \quad (8)$$

Сума квадратів регресії визначається за формулою

$$D = \sum_{i=1}^N (Y_{M_i} - \bar{Y})^2 = B^2 \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^N X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^N X_i \sum_{i=1}^N Y_i}{N}\right)^2}{\sum_{i=1}^N X_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^N X_i\right)^2}{N}}. \quad (9)$$

Залишкова сума квадратів, яка характеризує розсіювання  $Y_i$  відносно прийнятого рівняння регресії

$$K = \sum_{i=1}^N (Y_i - Y_{M_i})^2. \quad (10)$$

Перевірка правильності обчислення  $C, D, K$

$$C = D + K. \quad (11)$$

Обчислюємо емпіричне значення критерія Фішера за формулою

$$F_{EM} = \frac{D(N-2)}{K}. \quad (12)$$

Згідно з прийнятою ймовірності і двох ступенів вільності  $\nu_1=1$  і  $\nu_2=N-2$  визначається критичне значення критерія Фішера –  $F_{кр}$ . Під час  $F_{EM} \geq F_{кр}$  із прийнятою ймовірністю підтверджується лінійне рівняння регресії між значеннями  $T_B$  і  $H_B$ .

Для одержаного лінійного рівняння виконують п. 6.

При  $F_{EM} < F_{кр}$  із прийнятою ймовірністю не підтверджується лінійне рівняння регресії між значеннями  $T_B$  і  $H_B$  і переходять до формування нової вибірки пар значень  $T_B$  і  $H_B$ , починаючи із другої загального обсягу вибірки  $N$ . Цикл із повторенням п. 1...5 проводять до підтвердження лінійного рівняння регресії.

6) Обчислюємо основну похибку вирівнювання експериментальних даних за лінійною моделлю

$$\Pi = \sqrt{\frac{K}{N-1}}. \quad (13)$$

7) Перевіряємо умову  $\Pi < 0,1\bar{Y}$ .

Якщо умова виконується, то вирівнювання експериментальних даних по лінійній моделі регресії – задовільне і переходимо до п. 8. При  $\Pi > 0,1\bar{Y}$  – модель регресії нелінійна і переходять до формування нової вибірки пар значень  $T_B$  і  $H_B$  починаючи із другої загального об'єму вибірки  $N$ . Цикл із повторенням п. 1...7 проводять до підтвердження лінійного рівняння регресії.

8) Збільшують об'єм первинної вибірки пар значень  $T_B$  і  $H_B$  на одиницю і повторюють для цієї вибірки п. 1...7 алгоритму.

Якщо для цієї вибірки умова  $\Pi < 0,1\bar{Y}$  виконується, то числа пар значень  $T_B$  і  $H_B$  добавляється наступне із загального об'єму  $N$  і для одержаної вибірки повторюють п. 1...6 алгоритму.

Такий цикл повторюють тільки при підтвердженні лінійного рівняння регресії.

При не підтвердженні лінійного рівняння регресії виділення лінійної ділянки аналогового запису проходки долота для вибірки пар значень  $T_B$  і  $H_B - n_i = n + \Delta$  закінчене, де  $\Delta$  – кількість пар значень  $T_B$  і  $H_B$  добавлених до первинної вибірки об'ємом  $n=5$ .

Виділення другої лінійної ділянки аналогового запису проводять для вибірки об'ємом  $N_1, N_1 = N - n_{i-1}$ , де  $N$  – об'єм вибірки пар значень  $T_B$  і  $H_B$  по всій свердловині. Перша пара зна-

чень цієї вибірки – це остання пара вибірки першої однорідної ділянки. Значення  $T'_{B,i}$  і  $H'_{B,i}$  нової вибірки об'ємом  $N_1$  визначається за формулами

$$H'_{B_i} = H_{B_i} - H_1, \text{ мм} \rightarrow i = 1 \dots (N - n_{i-1}). \quad (14)$$

$$T'_{B_i} = T_{B_i} - T_1, \text{ с} \quad (15)$$

Потужність першої однорідної ділянки свердловини  $H_1$  – це значення проходки на долото для останньої пари значень  $T_{B,i}$  і  $H_{B,i}$ , які відносяться до цієї ділянки, тобто  $H_{B_i} = H$ , аналогічно  $T_{B_i} = T_1$ . Значення  $T'_{B,1}$  і  $H'_{B,1}$  (перша пара вибірки) рівні нулю, так як  $T_{B_i} = T_1$  і  $H_{B_i} = H_1$ .  $T_{B,i}$  і  $H_{B,i}$ . Наприклад: перша однорідна ділянка свердловини утворена з дев'яти пар значень  $T_B$  і  $H_B$ . Значення останньої пари –  $T_{B,9}=48\text{с}$  і  $H_{B,9}=68,5\text{мм}$ , тобто потужність першої однорідної ділянки свердловини –  $H_1=68,5\text{мм}$  і час буріння цієї ділянки –  $T_1=48\text{с}$ . Значення першої пари значень вибірки другої ділянки свердловини

$$H'_{B_1} = H_{B_9} - H_1 = 68,5 - 68,5 = 0,$$

$$T'_{B_1} = T_{B_9} - T_1 = 48 - 48 = 0.$$

Об'єм початкової вибірки пар значень  $T'_B$  і  $H'_B$  другої ділянки –  $n'=5$ . Для цієї вибірки повторюють п. 1...7 алгоритму і т.д.

Другий етап аналізу аналогових записів проходки на долото - визначення статистичних характеристик вибірок значень механічної швидкості буріння [1] за однорідними ділянками свердловин.

Методика визначення цих характеристик така.

1) Визначається середнє арифметичне значення вибірки  $\bar{M}$

$$\bar{M} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N}, \quad (16)$$

де:  $N$  – об'єм вибірки (кількість значень механічної швидкості);

$x_i$  –  $i$ -те значення механічної швидкості буріння  $V_{\text{МЕХ},i}$ , в межах об'єму вибірки.

2) Визначається оцінка дисперсії випадкових значень швидкості в межах об'єму вибірки, яка є характеристикою розсіювання цих значень навколо середнього арифметичного значення

$$D = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{M})^2}{N - 1}. \quad (17)$$

3) Визначається середнє квадратичне відхилення або стандарт  $\sigma$ . Розмірності стандарту  $\sigma$  і середнього арифметичного значення вибірки – однакові

$$\sigma = \sqrt{D}. \quad (18)$$

4) Інтервал прийнятих значень вибірки механічної швидкості буріння –  $\bar{M} \pm \Delta$ .

$$\Delta = t_\beta \cdot \sigma \sqrt{\frac{N+1}{N}}, \quad (19)$$

де  $t_\beta$  – критична точка розподілу Стьюдента.

Значення  $t_\beta$  вибирається залежно від прийнятої довірної ймовірності  $\beta$  і числа степеней вільності –  $K=N-1$ .

Всі значення вибірки, які знаходяться за межами інтервалу  $\bar{M} \pm \Delta$  вважаються артефактами, і виводяться з об'єму початкової вибірки значень механічної швидкості буріння. Кількість цих значень –  $N_B$ .

5) Формується новий об'єм скоректованої вибірки  $N' = N - N_B$ . Для вибірки об'ємом  $N'$  визначаються значення  $\bar{M}^*$ ,  $D^*$ , і  $\sigma^*$ .

6) Похибка визначення середнього арифметичного значення вибірки об'ємом  $N'$

$$\Delta m = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}. \quad (20)$$

7) Довірчий інтервал для математичного очікування за прийнятої довірчої ймовірності  $\beta$

$$\varepsilon = t_\beta \cdot \Delta m; \quad (21)$$

$$I_\beta = (\bar{M} - \varepsilon; \bar{M} + \varepsilon). \quad (22)$$

8) Показник точності визначення середнього арифметичного значення вибірки

$$T = \frac{\Delta m}{\bar{M}} \cdot 100\%. \quad (23)$$

9) Перевірка нормальності закону розподілу випадкових значень механічної швидкості буріння.

Коефіцієнт асиметрії

$$A = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{M}^*)^3}{\sigma^{*3} n}. \quad (24)$$

Коефіцієнт ексцесу

$$E = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{M}^*)^4}{\sigma^{*4} n} - 3. \quad (25)$$

Середнє квадратичне відхилення асиметрії

$$\sigma_A = \sqrt{\frac{6(N'-1)}{(N'+1)(N'+3)}}. \quad (26)$$

Середнє квадратичне відхилення ексцесу

$$\sigma_E = \sqrt{\frac{24(N'-2)(N'-3)}{(N'-1)^2(N'+3)(N'+5)}}. \quad (27)$$

Перевірка умов

$$A < 3 \cdot \sigma_A; E < 3 \cdot \sigma_E. \quad (28)$$

Якщо умови виконуються – закон розподілу можна вважати нормальним, якщо одна з умов (26) не виконується, то нормальність закону розподілу не підтверджується.

Результати визначення статистичних характеристик вибірок значень механічної швидкості буріння за однорідними ділянками свердловин наводяться в двох таблицях.

Третій етап аналізу аналогових записів проходки на долото – це статистична перевірка

Таблиця 1 – Визначення неприйнятних значень (артефактів) механічної швидкості буріння

№виб., N	$\bar{M}$	D	$\sigma$	$\beta$	$t_{\beta}$	$\Delta$	$\bar{M} \pm \Delta$	B3, N'

Прим: B3 – відбраковані значення

Таблиця 2 – Визначення статистичних характеристик вибірок значень механічної швидкості буріння для скоректованої вибірки об'ємом N'

№виб., N'	$\bar{M}^*$	D*	$\sigma^*$	$t_{\beta}$	$I_{\beta}$	T	A	$\sigma_A$	E	$\sigma_E$

параметричних гіпотез під час порівняння дисперсій і середніх значень скоректованих вибірок механічної швидкості буріння [2, 3] Цей етап виконується тільки для вибірок значення яких розподіляються по нормальному закону.

Нульовою простою гіпотезою  $H_0$  під час порівняння дисперсій скоректованих вибірок  $N'_x$  і  $N'_y$  є гіпотеза про їх рівність –  $D_x=D_y$ . Альтернативною (конкурентною) гіпотезою, яка заперечує нульову, є гіпотеза  $H_A$  ( $D_x \neq D_y$ ). Умова підтвердження нульової гіпотези  $H_0$  –  $F_{кр} > F_{ем}$ , альтернативної  $H_A$  –  $F_{кр} \leq F_{ем}$ . Статистичний емпіричний (спостережний) критерій  $F_{ем}$  – це випадкова величина, значення якої визначають по дисперсіях вибірок  $N'_x$  і  $N'_y$ . При  $D_x > D_y$

$$F_{ем} = \frac{D_x}{D_y} \tag{29}$$

$F_{кр}$  – це критичне значення статистичного критерія F за розподілом Фішера – Снедекора, яке вибирається залежно від прийнятого значення рівня значимості  $\alpha$  і ступенів вільності  $k_1$  і  $k_2$ .

$$k_1 = N'_x - 1; k_2 = N'_y - 1. \tag{30}$$

При порівнянні дисперсій вибірок критична область прийняття гіпотез двостороння. Якщо нульова гіпотеза підтверджується при прийнятому значенні  $\alpha$ , то вибірки відносяться до одної генеральної сукупності, якщо підтверджується альтернативна – то до різних ГС.

Нульова проста гіпотеза  $H_0$  під час порівняння середніх значень скоректованих вибірок  $N'_x$  і  $N'_y$  для паралельних досліджень (умови їх проведення однакові) –  $\bar{M}_x = \bar{M}_y$ , альтернативна –  $H_A$  ( $\bar{M}_x \neq \bar{M}_y$ ). При порівнянні середніх значень непаралельних досліджень ((умови їх проведення неоднакові) гіпотеза  $H_A$  для правосторонньої критичної області –  $\bar{M}_x > \bar{M}_y$ , для лівосторонньої –  $\bar{M}_x < \bar{M}_y$ .

Ту чи іншу альтернативну гіпотезу вибирають залежно від прогнозованих результатів досліджень. Наприклад, експериментатор вважає, що зменшення жорсткості компоновки бурильного інструмента призводить до зростання механічної швидкості буріння. Вибірка  $N'_x$  відповідає жорсткості  $C_1$ , вибірка  $N'_y$  відповідає жорсткості  $C_2$ ,  $C_1 < C_2$ . В цьому випадку застосовується альтернативна гіпотеза  $H_A$  ( $\bar{M}_x > \bar{M}_y$ ).

Порівняння середніх значень вибірок проводиться тільки при виконанні умови  $F_{кр} > F_{ем}$ . Умова підтвердження нульової гіпотези  $H_0$  –  $T_{кр} > T_{ем}$ , альтернативної  $H_A$  –  $T_{кр} \leq T_{ем}$ . Якщо  $N'_x \leq 30$  і  $N'_y \leq 30$ , то емпіричне значення статистичного критерія Стьюдента визначається за формулою

$$T_{ем} = \frac{|\bar{M}_X - \bar{M}_Y|}{\sqrt{(N'_X - 1) \cdot D_X + (N'_Y - 1) \cdot D_Y}} \times \sqrt{\frac{N'_X \cdot N'_Y (N'_X + N'_Y - 2)}{N'_X + N'_Y}} \tag{31}$$

$T_{кр}$  – це критичне значення статистичного критерія T за розподілом Стьюдента, яке вибирається залежно від прийнятого значення рівня значимості  $\alpha$  і ступенів вільності  $k_3$ .

$$k_3 = N'_x + N'_y - 2. \tag{32}$$

Якщо  $N'_x > 30$  або  $N'_y > 30$ , то емпіричне значення статистичного критерія Стьюдента визначається за формулою

$$\frac{|\bar{M}_X - \bar{M}_Y|}{\sqrt{\frac{D_X}{N'_X} + \frac{D_Y}{N'_Y}}} \tag{33}$$

При виконанні умови  $T_{кр} > T_{ем}$  вибірки належать до однієї генеральної сукупності, тобто вибірки, за своїми параметрами розподілу, дисперсію і середнім значенням, однакові, при  $T_{кр} \leq T_{ем}$  – неоднакові, тобто різниці між параметрами розподілу визвана не випадковою похибкою, а впливом інших факторів, які супроводжують цей фізичний процес.

Враховуючи вищесказане, можна зробити такий висновок: відхиляючи при невиконанні умов  $F_{ем} < F_{кр}$  і  $T_{ем} < T_{кр}$  для прийнятого рівня значимості  $\alpha$  нульову гіпотезу не можна говорити про повне неприйняття цієї гіпотези, а тільки про її відхилення при даних параметрах порівнюємих вибірок.

При порівнянні середніх значень вибірок можна застосовувати методику визначення імовірності різниці цими середніми значеннями, яка наведена в [8]. Порядок застосування цієї методики:

Таблиця 3 – Перевірка нульової гіпотези  $H_0(D_X=D_Y \text{ і } \bar{M}_X = \bar{M}_Y)$

№виб	D*	N'	F <sub>ЕМ</sub>	α	F <sub>КР</sub>	F <sub>КР</sub> >F <sub>ЕМ</sub>	$\bar{M}$	T <sub>ЕМ</sub>	α	T <sub>КР</sub>	T <sub>КР</sub> >T <sub>ЕМ</sub>
	D <sub>X</sub>	N' <sub>x</sub>					$\bar{M}_x$				
	D <sub>Y</sub>	N' <sub>y</sub>					$\bar{M}_y$				

Таблиця 6 – Перевірка умови P>0,05

Критерій T <sub>ЕМ</sub>	k <sub>4</sub>	S(t)	Імовірність випадкової похибки P	Перевірка умови P>0,05

1) Визначається статистичний критерій T<sub>ЕМ</sub> за формулами (31) або (33);

2) Залежно від значення T<sub>ЕМ</sub> степені вільності k<sub>4</sub> визначаємо величину S(t) (імовірність критерія T<sub>ЕМ</sub>)

$$k_4 = N_1 + N_2 - 1 . \quad (34)$$

3) Імовірність випадкової похибки різниці між середніми значеннями вибірок для двосторонньої критичної області

$$P|\bar{M}_X - \bar{M}_Y| = 2[1 - S(t)] ,$$

для односторонньої області

$$P|\bar{M}_X - \bar{M}_Y| = 1 - S(t) .$$

4) Перевіряється умова P>0,05. Якщо умова виконується, відмінність між середніми значеннями вибірок випадкова і вибірки належать до одної генеральної сукупності, якщо не виконується, то відмінність визвана не випадковою похибкою і вибірки належать до різних генеральних сукупностей. Імовірність прийнятого рішення – 0,95.

Результати перевірки статистичних гіпотез наводяться в таблицях 3 і 4.

Алгоритм обробки аналогових записів проходки на долото реалізований на ЕОМ на алгоритмічній мові PASCAL.

**Література**

1 Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1969. – 576 с.

2 Герасимович А.И., Матвеева Я.И. Математическая статистика. – Мн.: Вышэйш. школа, 1978. – 200 с.

3 Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике. – М.: Высш.школа, 1979. – 400 с.

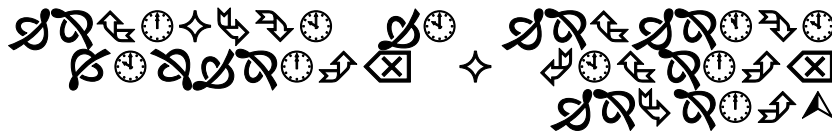
4 Семенов Г.Н., Когуч Я.Р. Автоматизованный контроль меж пластів гірських порід в процесі буріння на нафту і газ. – Івано-Франківськ, 1998. – 204 с.

5 Симонов В.В., Выскребцов В.Г. Работа шарошечных долот и их усовершенствование. – М.: Недра, 1975. – 240 с.

6 Симонянц Л.Е. Разрушение горных пород и рациональная характеристика двигателей для бурения. – М.: Недра, 1966. – 227 с.

7 Спивак А.И., Попов А.Н. Разрушение горных пород при бурении скважин. – М.: Недра, 1979. – 239 с.

8 РТМ 44-62. Методика статистической обработки эмпирических данных. – М.: Издательство стандартов, 1966. – 98 с.



Редакція журналу запрошує до співпраці спеціалістів нафтогазової галузі, котрі бажають опублікувати свої матеріали.

Будемо раді допомогти Вам налагодити ділові контакти через опублікування у нашому журналі реклами продукції та розробок Вашого підприємства.

**Сподіваємось, що Ви передплатите наш журнал на 2008 рік.**

Наша адреса: 76019, м. Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15  
Івано-Франківський національний технічний університет нафти і газу  
тел. (0342) 507796