

Фізико-технічні проблеми видобування енергоносіїв

УДК 681.513.68:622.24

ОЦІНКИ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ФЛУКТУАЦІЙ МОМЕНТУ НА ДОЛОТІ

О.В. Гутак, Г.Г. Зварич, Н.В. Плитус, Н.В. Сабат

ІФНТУНГ; 76019, м. Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15; тел. (0342) 727167;
e-mail: kafatp@ukr.net

Розглядається одна із підзадач оптимального керування процесом буріння нафтових і газових свердловин електробурами – ідентифікація структури і параметрів об'єкта керування, а саме, моделі випадкового процесу флуктуацій моменту на долоті в режимі реального часу. За допомогою сучасних обчислювальних засобів ця задача вирішена на практичному рівні для електробура Е170-8 з долотом 2К190ТЗ. Враховуючи, що статистичні промислові дані про довговічність опор шарошкових доліт важко використовувати для прогнозування їх технічного стану через нестабільність цього параметра, необхідно мати на буровій засоби автоматичного контролю технічного стану долота у режимі реального часу. Аналіз статистичних характеристик моменту на долоті довів, що досліджуваний випадковий процес ергодичний, гауссівський, має експоненціальну автокореляційну функцію. Це дало змогу визначити спектральну густину досліджуваного процесу та амплітудно-фазову характеристику формуючого фільтра.

Ключові слова: автокореляційна функція, момент на долоті, електробур, густина, ергодичність, математична модель.

Рассматривается одна из подзадач оптимального управления процессом бурения нефтяных и газовых скважин електробурами – идентификация структуры и параметров объекта управления, а именно, модели случайного процесса флуктуаций момента на долоте в режиме реального времени. С помощью современных вычислительных средств эта задача решена на практическом уровне для электробура Е170-8 с долотом 2К190ТЗ. Учитывая, что статистические промышленные данные о долговечности опор шарошечных долот сложно использовать для прогнозирования их технического состояния из-за нестабильности этого параметра, необходимо иметь на буровой средства автоматического контроля технического состояния долота в режиме реального времени. Анализ статистических характеристик момента на долоте доказал, что исследуемый случайный процесс эргодический, гауссовский, имеет экспоненциальную автокорреляционную функцию. Это позволило определить спектральную плотность исследуемого процесса и амплитудно-фазовую характеристику формирующего фильтра.

Ключевые слова: автокорреляционная функция, момент на долоте, электробур, спектральная плотность, эргодичность, математическая модель.

One of the optimal control problems during the process of oil and gas wells drilling by electrodrills – identification of the structure and parameters of the controlled object, namely, the model of a random process fluctuations point at bits in real time is researched. This problem is solved on a practical level for electrodrill E170-8 with a chisel 2K190TZ using modern computational tools. Taking into consideration the fact, that the statistical data on roller cutter bits durability can hardly be used for the prediction of their technical state due to the instability of this parameter, the drilling rig must be equipped with computer-aided facilities to control technical state of the bit in real time mode. The analysis of statistical characteristics of the moment to chisel proved that the studied stochastic process is ergodic, Gaussian and has the autocorrelation exponential function. It made possible to determine the spectral density of the process under study and the amplitude-phase response of the shaping filter.

Keywords: autocorrelation function, chisel moment on the bit, electrodrill, spectral density, ergodicity, mathematical model.

Вступ. Момент на долоті є одним із головних чинників, які визначають ефективність процесу буріння як об'єкта керування, забезпе-

чують контроль технічного стану опор шарошкових доліт. Враховуючи, що статистичні промислові дані про довговічність опор шарошко-

вих доліт важко використовувати для прогнозування їх технічного стану через нестабільність цього параметра, необхідно мати на буровій засоби автоматичного контролю технічного стану долота у режимах реального часу.

Промислові дослідження свідчать, що 75-80 % часу роботи опори долота працюють в умовах поступового зносу до осьового зазору 1,2–1,35 мм, після чого настає катастрофічний знос з наступним заклинюванням опор, що супроводжується значним збільшенням крутного моменту на долоті, що вказує на необхідність припинення буріння і підйому долота для заміни. Тому за наявності засобів автоматичного контролю моменту на долоті можна оцінити його технічний стан. Для створення технічних засобів контролю моменту на долоті потрібна інформація про його статистичні характеристики. Проте аналіз літературних джерел [1, 2, 4, 5 та ін.] вказує на недостатній обсяг проведених досліджень у цьому напрямку, а також у напрямку створення алгоритмів функціонування пристроїв для контролю моменту на долоті, придатних для вирішення задач автоматизованого керування процесом буріння.

Мета роботи. Метою даної роботи є аналіз статистичних характеристик флуктуацій моменту на долоті $M(t)$ під час буріння свердловини електробуром.

Виклад основного матеріалу. Визначення статистичних характеристик випадкового процесу $M(t)$ передбачає віднесення його до певного класу випадкових процесів, тобто побудову його математичної моделі. Підставою для побудови моделі процесу $M(t)$ є насамперед апріорна інформація про нього, джерелами якої є літературні дані, думки провідних спеціалістів, точка зору персоналу, який експлуатує електробури та ін. Проте ця інформація має бути уточнена і доповнена в ході проведення експериментів на об'єкті керування.

Оскільки модель являє собою ідеалізацію реального процесу буріння, то йому має відповідати множина моделей. Вибір конкретної моделі залежить від задачі, в якій використовуються характеристики досліджуваного випадкового процесу $M(t)$, але модель не повинна бути складною і такою, щоб її можна було використовувати для досить широкого кола задач керування.

Класифікацію будь-якого випадкового процесу можна провести за різними ознаками, але під час розв'язання задач автоматизованого керування режимами буріння нафтових і газових свердловин найбільш важливими є такі властивості випадкового процесу, як стаціонарність, ергодичність, тип розподілу, диференційованість.

Відзначимо, що специфіка задач автоматизованого керування режимами буріння нафтових і газових свердловин (апріорі невідомі структура і параметри об'єкта, мала кількість агрегатів, наявність апріорі невідомих збурень, індивідуальність характеристик окремих агре-

гатів, різні умови роботи агрегатів та ін.) у багатьох випадках принципово виключає можливість усереднення результатів статистичного експерименту за множиною і залишає єдиний шлях для аналізу статистичних характеристик – по одній реалізації кінцевої довжини.

Проте, як показує аналіз результатів робіт з експериментального дослідження статистичних характеристик і вивчення особливостей технологічних режимів буріння нафтових і газових свердловин, нестационарні процеси у багатьох випадках можна розглядати як процеси, що є нестационарними лише відносно математичного сподівання [6] і до них після центрування можуть бути застосовані з певними застереженнями висновки теорії стаціонарних процесів. Слід зазначити, що застосування математичного апарату стаціонарних ергодичних випадкових процесів без попередньої перевірки умов ергодичності у такому випадку можна вважати недостатньо коректним, але здійснення такої перевірки може бути дуже трудомістким, оскільки для цього потрібен ансамбль реалізацій випадкового процесу, що досліджується.

Проте, оскільки процес буріння є невідтворюваним, ми вимушені задовольнятися однією реалізацією, що не дозволяє розповсюдити результати аналізу на випадковий процес у цілому. Деяким виправданням може слугувати те, що теорема про ергодичність застосовується до математичної моделі досліджуваного процесу, а результати поширюються лише на деякі елементи ймовірної множини.

Окрім цього, результати аналізу статистичних характеристик промислових випадкових процесів доводять, що для випадкового процесу з нульовим математичним сподіванням $x(t)$ достатня умова ергодичності по відношенню до автокореляційної функції $\lim_{\tau \rightarrow \infty} R_{xx}(\tau) = 0$ майже завжди виконується.

Отже, модель випадкового процесу $M(t)$ можна подати [6] у вигляді структури, наведеної на рис. 1.

Компонента $a(t)$ обумовлена повільною зміною зношення опор долота.

Гармонічні компоненти $c(t)$ формуються у результаті різноманітних періодичних процесів, головним чином швидкості обертання долота.

Випадкова компонента $x(t)$ формується у результаті одночасної дії множини незалежних і слабо зв'язаних один з одним факторів – фізико-механічних і абразивних властивостей гірських порід, пластового тиску, властивостей промивальної рідини, температури та ін.

Адитивний струм $e(t)$ являє собою комбінацію різноманітних випадкових процесів, що виникають у вимірювальних каналах автоматизованої системи керування режимами буріння.

Вигляд компоненти $a(t)$ може бути визначений шляхом вивчення діаграм $M(t)$, записаних у стислому масштабі часу. Він відповідає класичній кривій зношення Лоренца.

Для виявлення гармонічних компонент $c(t)$ можна застосувати один із відомих методів ви-



Рисунок 1 – Структура моделі випадкового процесу $M(t)$

явлення прихованих періодичностей, що ґрунтується на використанні кореляційних функцій.

Адитивні шуми $e(t)$ (у вимірювальних каналах) можуть бути виділені одним із відомих методів фільтрації. Тоді компонента $x(t)$ є стаціонарним випадковим процесом, характеристики якого можуть бути визначені методами математичної статистики стаціонарних випадкових процесів і момент на долоті

$$M(t) = a(t) + c(t) + x(t) + e(t). \quad (1)$$

Відзначимо, що ефективність процесу буріння нафтових і газових свердловин електробурами залежить від керувальних дій (осьової сили на долото F і частоти його обертання n , а також витрати промивальної рідини Q), конструкції долота і потужності, яка доводиться до вибою свердловини. Потужність $N_1(t)$, яка споживається електробуром від мережі, перетворюється на потужність на валі $N_g(t)$ зі значними втратами, тобто [1, 2]:

$$N_g(t) = N_1(t) - \sum \Delta N(t), \quad (2)$$

де

$$\sum \Delta N(t) = \Delta N_{cm}(t) + \Delta N_c(t) + \Delta N_p(t) + \Delta N_\delta(t) + \Delta N_{un}(t) + \Delta N_{cn}(t);$$

$\Delta N_{cm}(t)$ - втрати потужності в обмотці статора електродвигуна,

$\Delta N_c(t)$ - втрати потужності в сталі електродвигуна, викликані гістерезисом і вихровими струмами,

$\Delta N_p(t)$ - втрати потужності в обмотці ротора електродвигуна,

$\Delta N_\delta(t)$ - додаткові втрати потужності в електродвигуні,

$\Delta N_{un}(t)$ - втрати потужності на тертя в підшипниках, шпинделі та ін.,

$\Delta N_{cn}(t)$ - втрати потужності в струмопідвідному кабелі.

Підставляючи значення $N_g(t)$ із (2) в рівняння потужності на валі двигуна [1]:

$$N_g(t) = \omega_g(t) \left[M_c(t) + I \frac{d\omega_g}{dt} + \frac{\omega_g^2}{2} \frac{dI}{d\alpha} \right], \quad (3)$$

де $\omega_g(t)$ – кутова швидкість валу електродвигуна,

$M_c(t)$ – момент статичного опору на долоті,

I – сумарний момент інерції долота, приведений до валу електродвигуна,

α – кут повороту валу двигуна, отримаємо вираз для моменту на валі двигуна електробура, тобто на долоті

$$M_{дол}(t) = [N_1(t) - \sum \Delta N(t)] \omega_g(t). \quad (4)$$

Вираз (4) запропоновано використовувати як алгоритм функціонування пристрою для одержання сигналу, пропорційного моменту на долоті, шляхом оброблення потоку енергії, яка поступає з електричної мережі до двигуна електробура.

Тоді відносна похибка вимірювання моменту на валі двигуна електробура дорівнюватиме

$$\gamma = \left[\frac{(N - N_0)(1 - S)}{N_0} - 1 \right] \cdot 100\%, \quad (5)$$

де N – потужність, що споживається двигуном,

$N_0 = N_1^* + N^*$ – потужність, виміряна при неробочому ході двигуна,

N_1^* – втрати потужності у струмопідвідному кабелі при неробочому ході двигуна,

N^* – потужність, що споживається двигуном за відсутності осьової сили на долото,

S – ковзання двигуна.

Звідси випливає, що відносна похибка вимірювання моменту на долоті залежить від приросту втрат потужності у струмопідвідному кабелі, які обчислюються як різниця між втратами у струмовідводі при даному навантаженні і втратами при неробочому ході електродвигуна; від приросту втрат потужності у двигуні, які обумовлені активним опором обмоток статора; від приросту ковзання двигуна; від зміни потужності на валу. Причому збільшення втрат потужності у струмопідвідному кабелі і у двигуні, а також ковзання двигуна призводять до зростання відносної похибки вимірювання.

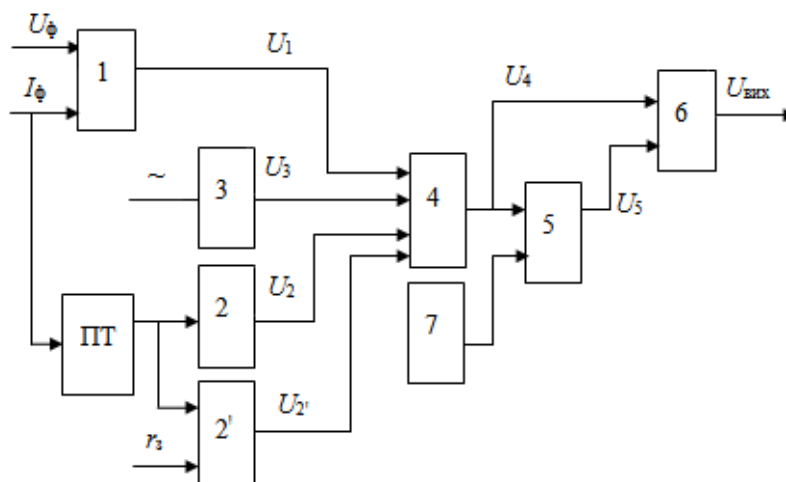


Рисунок 2 – Блок-схема пристрою автоматичного контролю моменту на валу двигуна електробура

Знизити відносну похибку можна шляхом введення у вимірювальний пристрій додаткових коректуючи ланок, які здійснюють компенсацію похибок, викликаних цими втратами.

На рис. 2 зображено блок-схему пристрою автоматичного контролю моменту на валу двигуна. Вона містить давач 1 активної потужності, вимірювальний перетворювач струму ПТ, що коректує ланки 2-2', компенсатор 3, сумуючі пристрої 4 і 5, пристрій ділення 6, задавач 7 синхронної частоти обертання двигуна. Напряга U_1 на виході давача 1 активної потужності пропорційна потужності, що споживається електродвигуном. Допоміжний сигнал, пропорційний значенню фазового струму, подається на коректуючи ланку 2-2', вихідні значення напруги U_2 і U_2' якої пропорційні втратам потужності у струмопідвідному кабелі й у двигуні. У суматорі 4 напруги U_2 і U_2' віднімаються від U_1 .

Якщо спостерігається асиметрія струмів у фазах, то коректуючі ланки підключаються до кожної фази і їх вихідні сигнали додаються.

Для компенсації сигналу, який відповідає потужності неробочого ходу електродвигуна, служить компенсатор 3. Вихідний сигнал U_3 також вираховується у суматорі 4 від напруги U_1 . Отже, вихідна напруга суматора складає

$$U_4 = U_1 - U_2 - U_2' - U_3 = K'N_B \quad (6)$$

Оскільки у робочій частині механічної характеристики електробура ковзання електродвигуна пропорційне потужності на його валу

$$N_B = C \cdot S, \quad (7)$$

де C – коефіцієнт пропорційності між потужністю і ковзанням електродвигуна, рівний $S = (\omega_0 - \omega) / \omega_0$, то можна записати, що

$$\omega = \omega_0 - \omega_0 S \quad (8)$$

або

$$\omega = \omega_0 - KN_B, \quad (9)$$

де $K = \omega_0 / C$ – коефіцієнт пропорційності, постійний для даного двигуна.

У суматорі 5 із сигналу, пропорційного синхронній частоті обертання двигуна, обчислюється сигнал, пропорційний потужності на

валу. Вихідна напруга U_3 , пропорційна швидкості обертання ω , подається на вхід подільного пристрою 6.

На вхід подільного пристрою 6 подається також сигнал від суматора 4, пропорційний потужності N_B на валу. У результаті операції ділення вихідна напруга U_6 подільного пристрою рівна

$$U = \frac{U_4}{U_5} = \frac{K_1 N_B}{K_2 \omega_B} = K_3 M_B \quad (10)$$

Вона пропорційна крутному моменту M_B на валу електродвигуна, який передається долоту.

За допомогою запропонованого пристрою вимірювання моменту отримано графік зміни моменту на долоті під час буріння свердловини №803Д електробуром Е170-8 №774 долотом 2К190ТЗ №337 в інтервалі 1858-1863 м в однорідних піщаниках верхньомінілітової підсвіти з постійною осьовою силою на долото 85 кН.

Флуктуації моменту на долоті являють собою випадкові процеси, механізм формування яких визначається великою кількістю факторів, наприклад, конструкцією низу бурильної колони, властивостями промивальної рідини, твердістю породи, коливаннями напруги живлення в мережі електропостачання тощо (рис.3).

Для приведення оцінок математичного сподівання, дисперсії та середньоквадратичного відхилення досліджуваного параметру скористалися програмою MathCad.

М а т е м а т и ч н е с п о д і в а н н я

$$m := \text{mean}(M) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n M_i =$$

$$= 397,914 \text{ mean}(M) = 397,914$$

Д и с п е р с і я :

з м і щ е н а о ц і н к а

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (M_i - m)^2 = 2.206 \times 10^4$$

$$\text{var}(M) = 2.206 \times 10^4$$

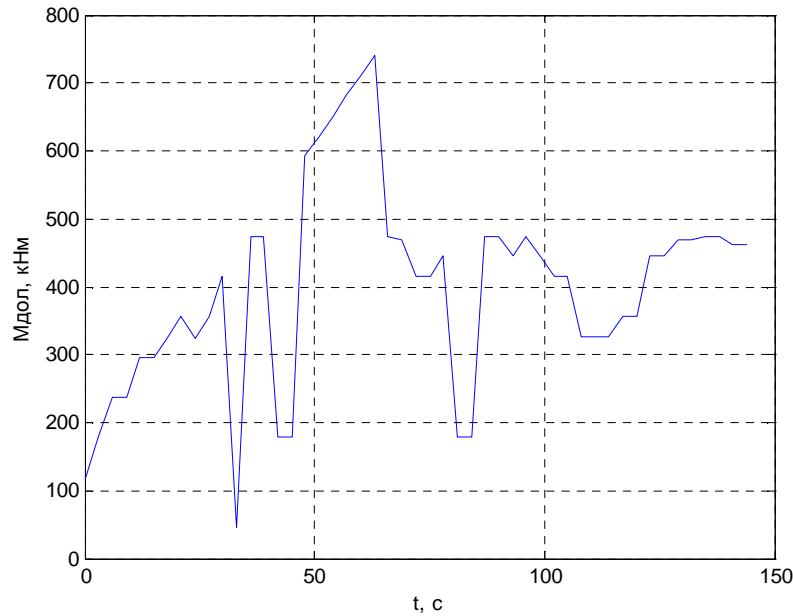


Рисунок 3 – Графік зміни моменту на долоті, отриманий в результаті оброблення експериментальних даних у програмі MatLab

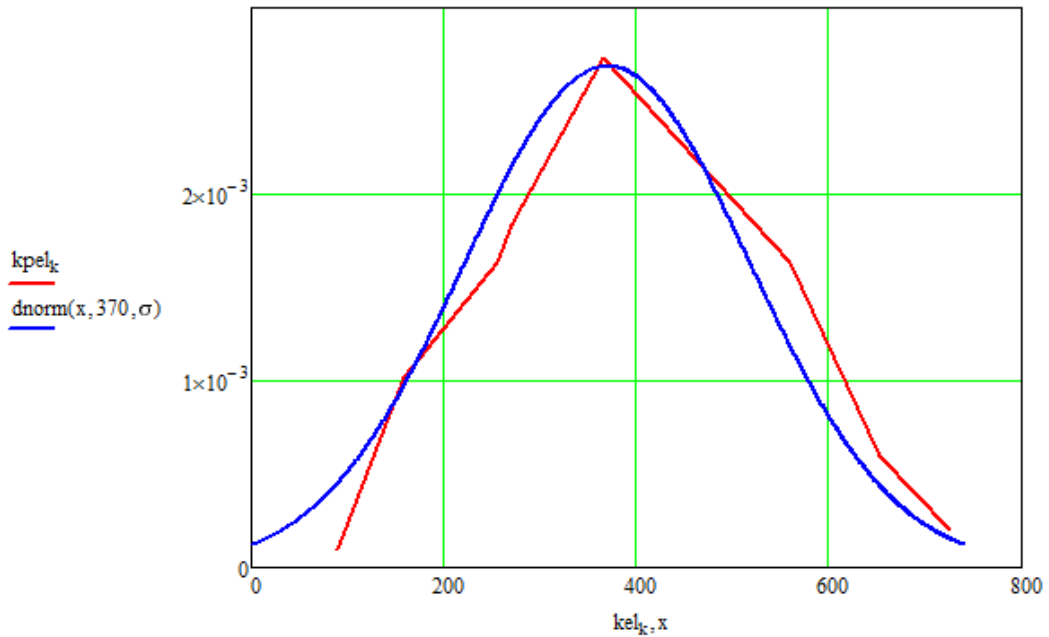


Рисунок 4 – Гістограма і закон розподілу для моменту на долоті

не зміщена оцінка

$$\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (M_i - m)^2 = 2.252 \times 10^4$$

$$\text{Var}(M) = 2.252 \times 10^4$$

Середньоквадратичне відхилення:

зміщена оцінка

$$\sqrt{\text{var}(M)} = 148.516 \quad \text{stdev}(M) = 148.516$$

не зміщена оцінка

$$\sqrt{\text{Var}(M)} = 150.055 \quad \text{Stdev}(M) = 150.055$$

Ці характеристики для кожного конкретного моменту є середніми з множини й визначаються одномірним законом розподілу.

Для визначення закону розподілу і перевірки його за допомогою критерію Пірсона χ^2 скористалися програмою MathCad.

Згрупувавши експериментальні дані (kel_k) та знайшовши їхні ймовірності появи ($kpel_k$), побудували графік розподілу (рис. 4).

Доведено, що експериментальні дані підпорядковуються нормальному закону.

Для визначення автокореляційної функції використали програму MathCad. Для цього записали код програми, де вказано час, відповідні експериментальні дані і функція R_{xx} , яка визначає автокореляцію.

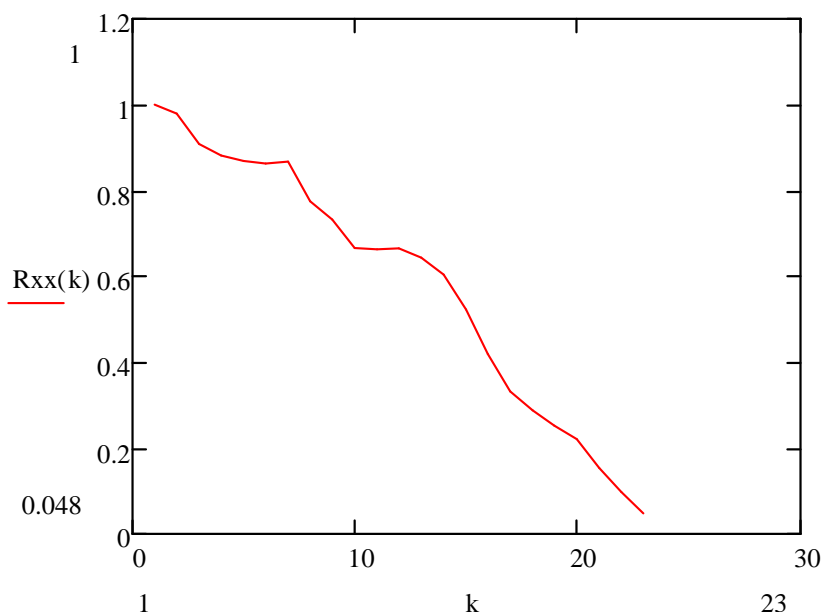


Рисунок 5 – Графік нормованої автокореляційної функції $R_{xx}(m)$ для величини моменту на долоті

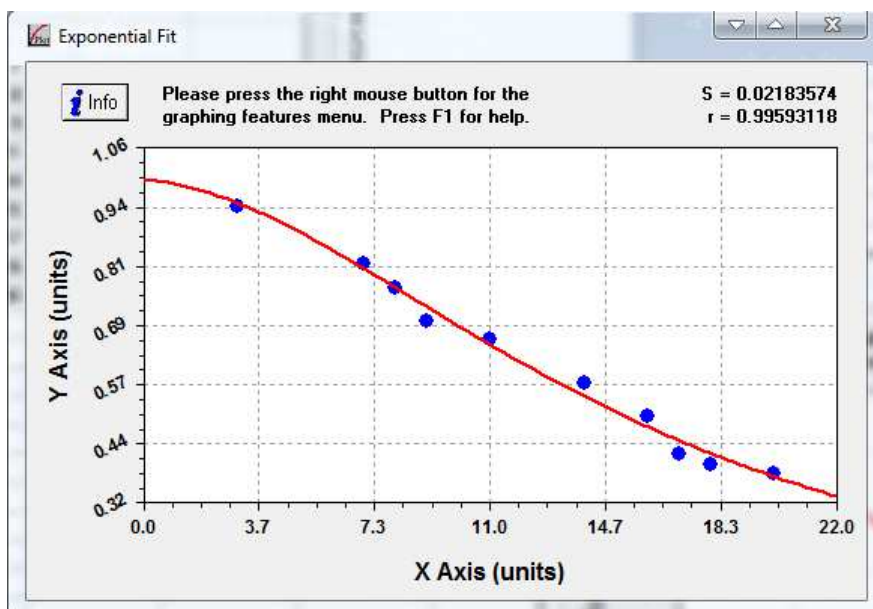


Рисунок 6 – Графік нормованої автокореляційної функції для моменту на долоті

Отримали графік нормованої автокореляційної функції $R_{xx}(m)$ (рис. 5).

Графік автокореляційної функції підтверджує, що досліджуваній стохастичній процес $M(t)$ є стаціонарним і ергодичним.

Відтворили автокореляційну функцію в програмі Curve Expert для підтвердження, що дана функція є найкращою для нашого випадку і для знаходження передавальної функції.

Проаналізувавши три рівняння, вибираємо експоненціальне рівняння:

$$R_{xx}(k) = De^{\alpha k}, \quad (11)$$

де $D = 1,065$; $\alpha = -4.781$.

Побудуємо графік автокореляційної функції, що описуються даним рівнянням (рис. 6).

Як бачимо, графік повністю відтворює вище наведену автокореляційну функцію з коефіцієнтом кореляції $r=0,996$.

Відзначимо, що при статистичному аналізі стаціонарних випадкових функцій зручно користуватись спектральною густиною випадкової функції. Спектральна густина є додатною функцією у всьому діапазоні частот від 0 до ∞ . Вона не містить відомостей про фази окремих гармонічних складових. За допомогою наведеної формули (11) можна визначити спектральну густина.

Застосовуючи до кореляційної функції $R(\tau)=De^{-\alpha(\tau)}$ перетворення, визначили спектральну густина за формулою [3]:

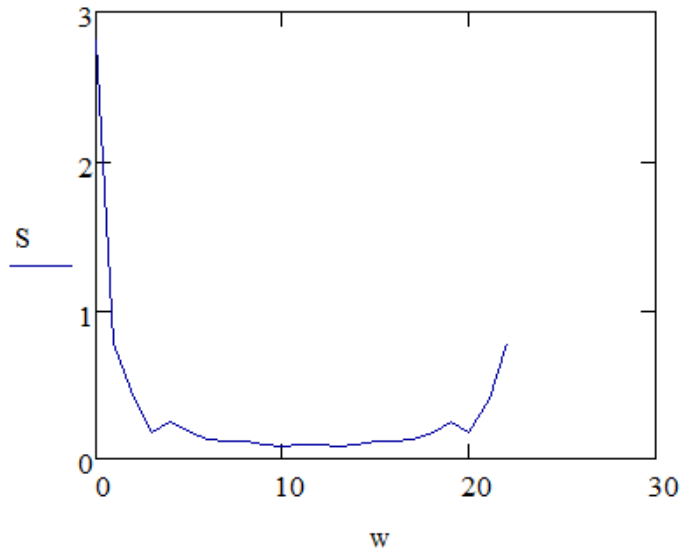


Рисунок 7 – Графік спектральної густини для моменту на долоті

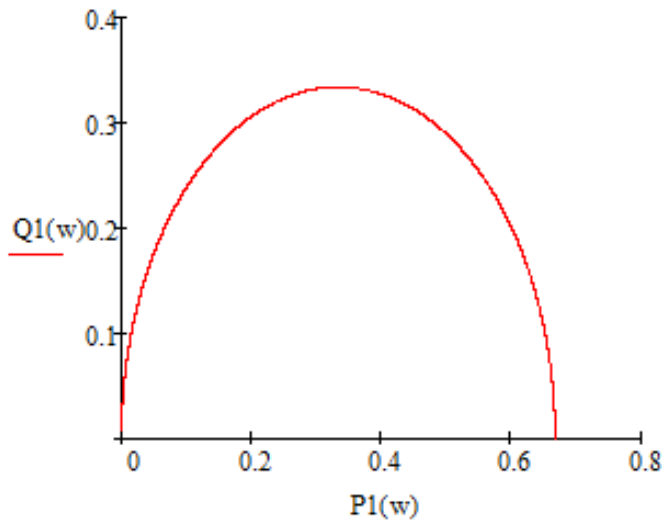


Рисунок 8 – Графік АФХ формуючого фільтра для вимірювання величини моменту на долоті

$$S(\omega) = 2 \int_0^{\omega} D e^{-\alpha \tau} \cos \omega \tau d\omega = \frac{2D\alpha}{\alpha^2 + \omega^2}, \quad (12)$$

де $D = 1,065$, $\alpha = -4.78$.

Підставивши дані в це рівняння, отримали:

$$S(\omega) = \frac{10,195}{22,87 + \omega^2}. \quad (13)$$

За отриманими даними побудували залежність S від ω , використовуючи програму MathCad.

```

rxx_k-1 := Rxx(k)
z := cfft(rxx)
i := 0..length(z) - 1
S_i := |z_i|
w_i := i
    
```

Для рівняння (13) графік спектральної густини зображений на рис. 7.

Отримані результати дають змогу визначити властивості формуючого фільтра.

Дійсно, частотна передавальна функція $W_{\phi}(j\omega)$ фільтра зв'язана з спектральною густиною $S(\omega)$ формуючого сигналу наступним співвідношенням [3]:

$$\{W_{\phi}(j\omega)\}^2 = S(\omega). \quad (14)$$

Для пошуку функції $W_{\phi}(j\omega)$ необхідно розкласти спектральну густину $S(\omega)$ на спряжені множники $W_{\phi}(j\omega)$ і $W_{\phi}(-j\omega)$. З цих двох множників фізично реалізуємо у вигляді фільтра лише перший множник, в якому нулі і полюси (корені чисельника і знаменника) знаходяться у верхній півплощині.

Для сигналу з експоненціальною кореляційною функцією (11) маємо [3]:

$$S(\omega) = \frac{2D\alpha}{\alpha^2 + \omega^2} = \frac{\sqrt{2D\alpha}}{\alpha + j\omega} \cdot \frac{\sqrt{2D\alpha}}{\alpha - j\omega}. \quad (15)$$

Звідси частотна функція фізично реалізованого фільтра:

$$W_{\phi}(j\omega) = \frac{\sqrt{2D\alpha}}{\alpha - j\omega}. \quad (16)$$

Виведемо графіки для АФХ формуючого фільтра за допомогою програми MathCad.

$$P1(w) := \frac{15.269}{(22.866 + w^2)} \quad Q1(w) := \frac{3.193w}{22.866 + w^2}$$

$w := 0, 0.002.. 500$

Висновок. Аналіз статистичних характеристик моменту на долоті у процесі бурінні свердловини електробуром Е170-8 довів, що досліджуваний процес підпорядковується нормальному закону розподілу та має експоненціальну автокореляційну функцію, що дозволило визначити спектральну густину досліджуваного процесу і амплітудно-фазову характеристику формуючого фільтра.

Отже, як апіорну модель флуктуацій моменту на долоті можна прийняти модель структури (1), в якій $x(t)$ – стаціонарний ергодичний гауссівський випадковий процес, і розглядати випадок, коли $M(t) = x(t)$.

Література

- 1 Семенцов Г. Н. Автоматизація процесу буріння свердловин / Г. Н. Семенцов. – Івано-Франківськ: Факел, 1997. – 300 с.
- 2 Фоменко Ф. Н. Бурение скважин электробуром / Ф. Н. Фоменко. – М.: Недра, 1974. – 272 с.
- 3 Семенцов Г. Н. Теорія автоматичного керування: [навчальний посібник] / Г. Н. Семенцов. – Івано-Франківськ: ІФНТУНГ, 1999. – 611 с.
- 4 Гутак О. В. Ідентифікація і контроль координатних збурень у процесі поглиблення нафтових і газових свердловин / О. В. Гутак, Н. В. Сабат, А. І. Лагойда // Нафтогазова енергетика. – 2011. – №2(15). – С.78-84.
- 5 Семенцова А. О. Аналіз методів і засобів автоматизованого контролю енергетичних показників занурного електроприводу, що використовується при бурінні свердловин / А. О. Семенцова, О. В. Фадєєва // Академічний вісник. – 2004. – №13. – С.108-109.
- 6 Вогин В.В. Оценка корреляционных функций в промышленных системах управления / В.В.Волгин, Р.Н.Каримов. – М.: Энергия, 1979. – 80 с.

*Стаття надійшла до редакційної колегії
14.05.12*

*Рекомендована до друку
професором **Семенцовим Г.Н.**
(ІФНТУНГ, м. Івано-Франківськ)
професором **Тодорцевим Ю.К.**
(Одеський національний політехнічний
університет, м. Одеса)*