

МЕТОДИ І ПРИЛАДИ КОНТРОЛЮ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПАРАМЕТРІВ

УДК 681.5.015.:622.24

АНАЛІТИЧНІ МОДЕЛІ АВТОКОРЕЛЯЦІЙНИХ ФУНКЦІЙ ТА СПЕКТРАЛЬНИХ ЩІЛЬНОСТЕЙ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ У СИСТЕМІ КОНТРОЛЮ ТА УПРАВЛІННЯ ПРОЦЕСОМ БУРІННЯ СВЕРДЛОВИН

Кропивницька В.Б.

*Івано-Франківський національний технічний університет нафти і газу,
вул. Карпатська, 15, м. Івано-Франківськ, Україна, 76019; тел.(03422)50-45-21
e-mail: vitalia.krop@gmail.com*

На прикладі дослідження часових рядів параметрів і показників процесу буріння продемонстровано підхід до аналізу випадкових процесів, який полягає у виявленні таких класифікаційних ознак як хаос процесу, тип закону розподілу, показник персистентності Херста H , ознака ергодичності. Показано принципи визначення аналітичних моделей автокореляційних функцій та функцій спектральної щільності випадкових сигналів у системі контролю та управління процесом буріння свердловин.

Ключові слова: випадковий часовий ряд, показник Херста H , персистентність, автокореляційна функція, аналітична модель, функція спектральної щільності.

На примере исследования временных рядов параметров и показателей процесса бурения продемонстрировано подход к анализу случайных процессов, который заключается в выявлении таких классификационных признаков как хаос процесса, тип закона распределения, показатель персистентности Херста H , признак эргодичности. Показано принципы определения аналитических моделей автокорреляционной функции и функции спектральной плотности случайных сигналов в системе контроля и управления процессом бурения скважин.

Ключевые слова: случайный временной ряд, показатель Херста H , персистентность, автокорреляционная функция, аналитическая модель, функция спектральной плотности.

Using the example of the study of time series of parameters and indicators of drilling has been demonstrated the approach to the analysis of random processes, which is to identify such classifications as chaos process, the type of the distribution, persistence rates Hurst H sign ergodic. The principles of determining analytical models autocorrelation function and spectral density functions of random signals in the control system of drilling wells has been demonstrated.

Keywords: stochastic time series, Hurst exponent H , persistence, autocorrelation function, analytic model, the spectral density function.

Постановка проблеми. Одним із основних напрямків подальшого розвитку систем автоматизованого контролю і управління процесом буріння нафтових і газових свердловин є підвищення точності ідентифікації та управління в умовах апріорної та поточної невизначеності щодо параметрів і структури даного об'єкта керування. Технологічний процес буріння нафтових і газових свердловин є нелінійним стохастично-хаотичним процесом, який функціонує за умов апріорної та поточної невизначеності під впливом недосяжних для вимірювань збурень. Під час поглиблення

свердловин можуть виникати нові просторові, часові і функціональні структури. Тому не завжди вдається точно описати і передбачити режим його функціонування.

Головною проблемою на шляху вирішення задач управління стає брак інформації про об'єкт керування і відповідно невизначеність його моделі. У зв'язку з цим представляє певний науково-практичний інтерес дослідження аналітичних моделей автокореляційних функцій та спектральних щільностей випадкових сигналів у системі контролю та управління

процесом буріння свердловин, які можуть бути отримані в режимі реального часу.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Дослідженню проблем моделювання процесу буріння свердловин приділяє увагу багато іноземних і вітчизняних науковців. Будівництво свердловини сьогодні часто включає в себе методи моделювання з використанням ретроспективних даних і даних, отриманих в режимі реального часу [1,2], а також з використанням постійно оновлюваних моделей процесу поглиблення свердловин [1,2].

Автори [1÷7 та ін.] мають різні погляди на майбутнє автоматизації буріння, але, як правило, усі вважають, що множина моделей буде застосовуватися одночасно і в інтерактивному режимі. Зокрема моделі оптимізації процесу буріння рекомендуватимуть параметри режиму для досягнення оптимальності процесу за заданим критерієм і вноситимуть невеликі корегування, оскільки фактичні дані буріння постійно оновлюються у режимі реального часу.

Проблеми побудови емпіричних моделей процесу поглиблення свердловин, а також моделювання й ідентифікації процесу буріння та принципи побудови моделей динамічних процесів розкрито українськими вченими у роботах [8,9,10]. Проте питання щодо розроблення аналітичних моделей автокореляційних функцій і спектральних щільностей випадкових сигналів у системі контролю та управління процесом буріння свердловин досліджено недостатньо.

Метою статті є побудова емпіричних аналітичних моделей автокореляційних функцій та спектральних щільностей випадкових сигналів у системі контролю та управління процесом буріння свердловин.

Основні результати дослідження. Розглядається процес буріння свердловин, який як об'єкт керування є багатовимірною системою (рис. 1) однонаправленого перетворення вхідних керувальних координат [5]: осьового навантаження на долото $F(t)$, частоти його обертання $\omega(t)$, витрати промивальної рідини $Q(t)$, а також вхідних контрольованих і неконтрольованих збурень \tilde{f} (фізико-механічні і абразивні властивості гірських порід, пластові тиски, тертя колони бурильних труб у свердловині та ін.) у реакції об'єкта керування: проходку долота $h(t)$, струм навантаження $I(t)$, потужність $N(t)$, що споживається двигуном електробура.

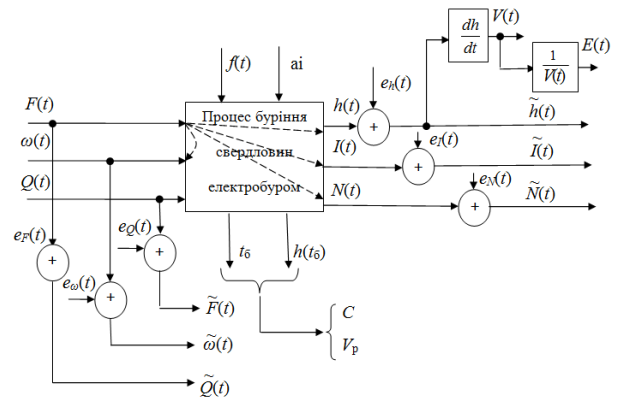


Рисунок 1 – Структура загальної інформаційної моделі процесу буріння свердловин електробурами як об'єкта керування типу МІ-МО.

На рис. 1 прийняті такі позначення: a_i – априорна інформація про раніше пробурені свердловини, база даних, геолого-технічний наряд; $e_F(t)$, $e_\omega(t)$, $e_Q(t)$, $e_h(t)$, $e_I(t)$, $e_N(t)$ – адитивні шуми у вимірювальних каналах, t_6 – час буріння, C – собівартість метра проходки свердловини; V_p – рейсова швидкість буріння, $\tilde{F}(t)$, $\tilde{\omega}(t)$, $\tilde{Q}(t)$ – дійсні значення параметрів режиму буріння; $\tilde{h}(t)$, $\tilde{I}(t)$, $\tilde{N}(t)$ – дійсні значення показників процесу буріння; $t \in T$ – неперервний час; T – тривалість інтервалу спостереження.

На стан об'єкта керування покладено такі технологічні обмеження:

$$F \in \{F_{\min}, F_{\max}\},$$

$$\omega \in \{\omega_{\min}, \omega_{\max}\}, Q \in \{Q_{\min}, Q_{\max}\}$$

На початку рейсу долота при $t = 0$ $h = 0$, а в кінці рейсу – $h(t) \geq 0$, коли $t = t_6$.

Оскільки у системі автоматичного керування запропоновано використовувати як керовані величини осьове навантаження на долото F , струм навантаження I і потужність N , розглянемо статистичні характеристики саме цих параметрів з урахуванням флуктуацій механічної швидкості буріння V , та часу, що витрачається на буріння 1 м свердловини E . При цьому вважаємо, що $\omega = \text{const}$ і $Q = \text{const}$. Були досліджені часові ряди $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$, отримані під час буріння долотом типу 295,3-С3-ГВ на глибині 1318-1320 м електробуром ЕП240-8-135 потужністю 210 кВт.

Реалізації часових рядів, що досліджуються, представлені на рис. 2.

Перш ніж проводити подальші дослідження, кожен часовий ряд був перевірений (рис. 3) на

відповідність нормальному закону розподілу із застосуванням критерію узгодженості Пірсона χ^2 .

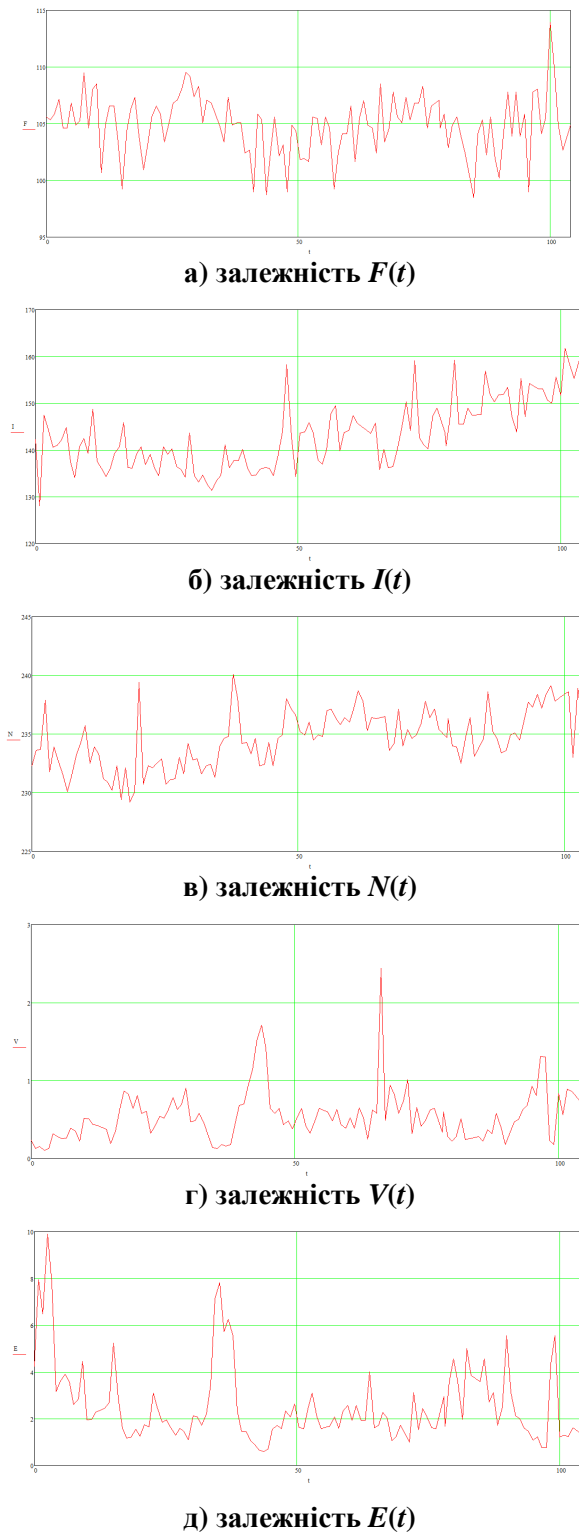
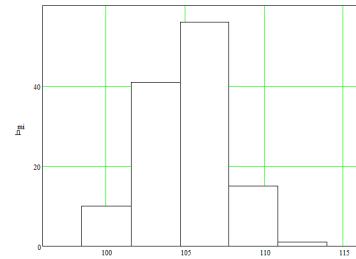
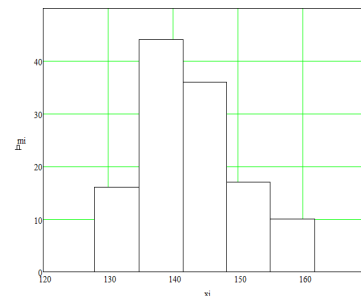


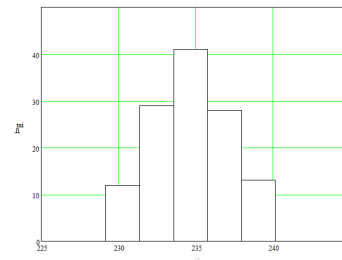
Рисунок 2 – Графіки досліджуваних часових рядів $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$.



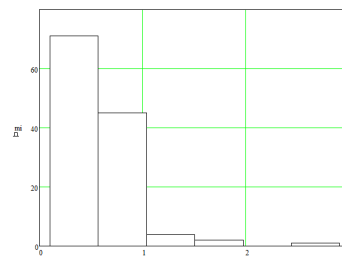
а) для $F(t)$



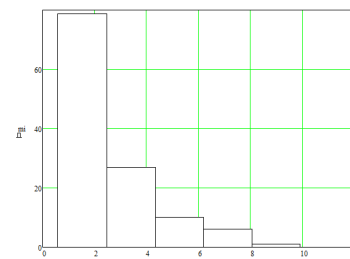
б) для $I(t)$



в) для $N(t)$



г) для $V(t)$



д) для $E(t)$

Рисунок 3 – Гістограми щільності відносних частот часових рядів $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$.

Підтвердження гіпотези щодо нормальності законів розподілу досліджуваних часових рядів $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$ дає змогу використати відомі критерії перевірки часових рядів на стаціонарність. Критеріями стаціонарності випадкового процесу $X(t)$ є постійність математичного сподівання $M_x(t) = \text{const}$ та дисперсії $D_x(t) = \text{const}$, а також залежність автокореляційної функції $R_{xx}(\tau)$ від одного аргументу – лагу τ . Наявність персистентності часового ряду, тобто деякої детермінованої складової – тренду, є свідченням його не стаціонарності.

Для перевірки стаціонарності часового ряду традиційно застосовують [11] параметричні і непараметричні критерії. До параметричних відносяться критерії перевірки постійності математичного сподівання (F -критерій Фішера, критерій Кохрена). До непараметричних відносяться критерій серії за медіаною, критерій «зростаючих та спадаючих серій», а також аналіз особливостей автокореляційних функцій.

Запропоновано методику передпрогнозного фронтального аналізу часових рядів, яка основана на послідовному R/S -аналізі. На її основі визначені рівні персистентності для кожного часового ряду із застосуванням показника персистентності – показника Херста H .

Якщо розбити часовий ряд на k ділянок однакової довжини, то показник H визначається так [1]:

$$(R/S)_k = \alpha k^H, \quad (1)$$

де $(R/S)_k$ – нормований розмах від накопиченого середнього; S – середньоквадратичне відхилення; k – число часових відліків або кількість спостережень; $\alpha = \text{const}$, показник від k .

Отже показник Херста H є числом $H \in [0; 1]$, яке характеризує відношення складової функції тренда до білого шуму і можна використовувати для встановлення не випадкових часових рядів зі стійким трендом та випадкових рядів, у тому числі негаусових. Розрахунок показника Херста H провели на основі процедури R/S -аналізу, який запропонований Б.Мандельбротом. Відзначимо, що чим ближче показник H до 1 ($H > 0,5$), тим більш персистентним або трендостійким є досліджуваний часовий ряд. Оскільки показники Херста H для досліджуваних часових рядів $H_F = 0,646$, $H_I = 0,867$, $H_N = 0,757$, $H_V = 0,742$, $H_E = 0,825$, гіпотеза про їх випадковість відкидається. Отримані значення показника Херста H вказують на те, що усі досліджувані часові ряди $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$ є персистентними. Окрім цього, процес буріння, що описується даними

часовими рядами характеризується наявністю довготривалої пам'яті та має трендостійкий характер.

Більш повну інформацію про властивості процесу буріння в часовій і частотних областях можна отримати за автокореляційними функціями спектральної щільності.

Апроксимація нормованих автокореляційних функцій здійснена за допомогою програмного пакету Matlab (рис. 4, 5, 6, 7, 8).

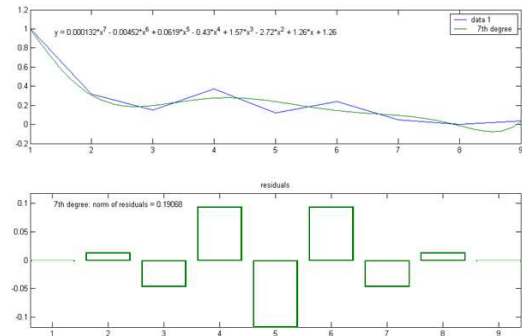


Рисунок 4 – Графік апроксимації автокореляційної функції сигналу $F(t)$.

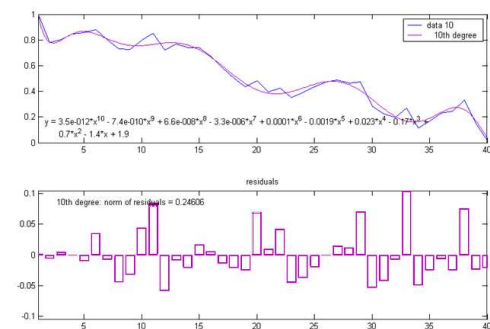


Рисунок 5 – Графік апроксимації автокореляційної функції сигналу $I(t)$.

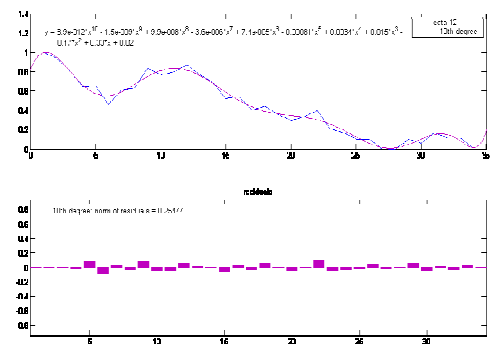


Рисунок 6 – Графік апроксимації автокореляційної функції сигналу $N(t)$.

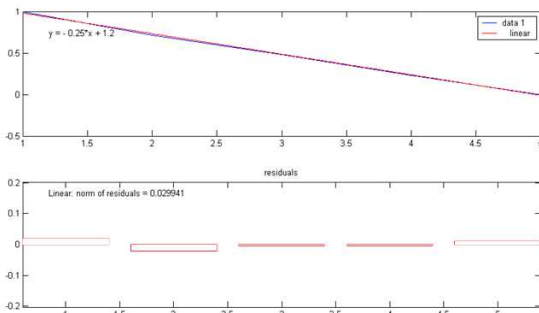


Рисунок 7 – Графік апроксимації автокореляційної функції сигналу $V(t)$.

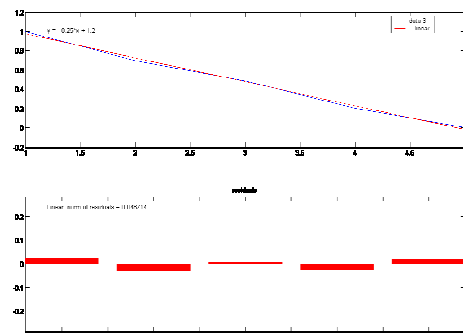


Рисунок 8 - Графік апроксимації автокореляційної функції сигналу $E(t)$.

Аналіз графіків і аналітичних моделей нормованих автокореляційних функцій, наведених на рис. 4,5,6,7,8 показує, що досліджувані процеси мають властивість ергодичності, оскільки для них виконуються такі умови:

$$R_{xx}(0) = 1, R_{xx}(0) \geq R_{xx}(\tau),$$

$$R_{xx}(\tau) < 1, \text{ якщо } \tau > 0, \quad (2)$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} R_{xx}(\tau) = 0, \quad (3)$$

$$R_{xx}(\tau) \geq R_{xx}(-\tau). \quad (4)$$

На основі нормованих автокореляційних функцій $R_{xx}(\tau)$, які легко одержати в реальному масштабі часу, визначили спектральні щільності досліджуваних випадкових часових рядів відповідно до виразу [10]:

$$S_x(\omega) = \int_0^{\infty} R_{xx}(\tau) \cos(\omega\tau) d\tau. \quad (5)$$

Якщо обчислити значення інтегралу від $S_x(\omega)$

$$I_x(\omega_B) = \int_{\omega_{II}}^{\omega_K} S_x(\omega) d\omega, \quad (6)$$

де ω_{II} , ω_K – початкове та кінцеве значення інтервалу інтегрування (спектр випадкового процесу), то отримаємо сумарну спектральну характеристику усіх гармонік, які складають випадковий часовий ряд. Результати, отримані за допомогою програмного продукту Matlab, наведені на рис. 9,10,11,12,13.

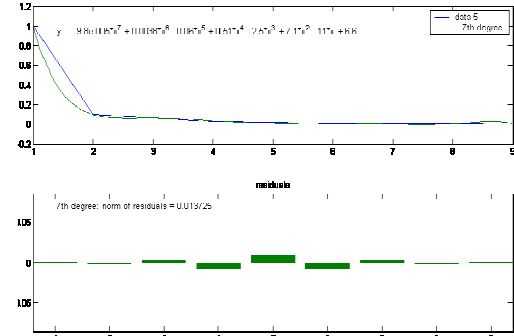


Рисунок 9 - Графік апроксимації спектральної щільності сигналу $F(t)$.

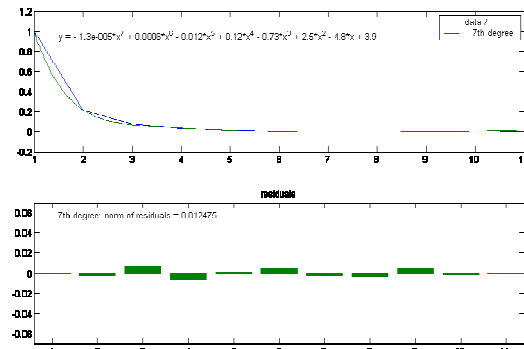


Рисунок 10 - Графік апроксимації спектральної щільності сигналу $I(t)$.

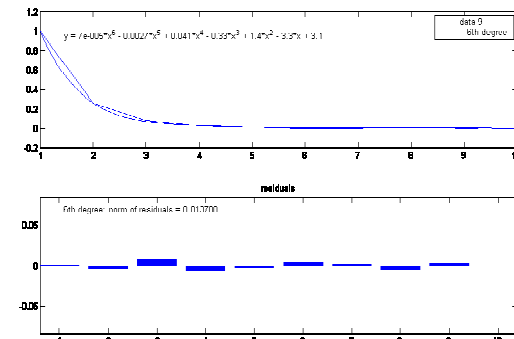


Рисунок 11 - Графік апроксимації спектральної щільності сигналу $N(t)$.

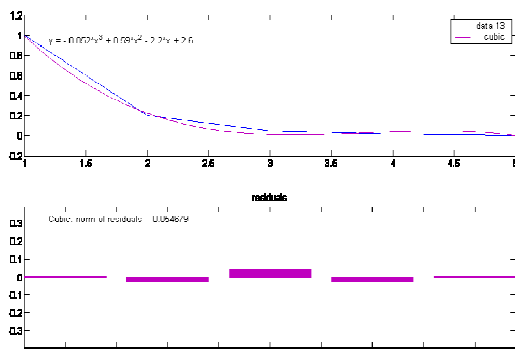


Рисунок 12 - Графік апроксимації спектральної щільності сигналу $V(t)$.

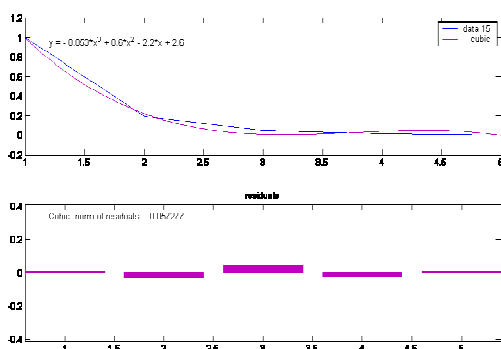


Рисунок 13 - Графік апроксимації спектральної щільності сигналу $E(t)$.

Отримані смуги частотних спектрів сигналів $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$ можуть використовуватися для одержання оцінок інтервалів квантування вхідного $F(t)$ і вихідних сигналів. Доцільність такого вибору ґрунтується на використанні енергетичних показників квантованого сигналу, що означає фізичну відповідність між помилкою та реальними результатами квантування. Оскільки колона буринних труб і двигун електробура краще пропускають низькі частоти, то інтервал квантування вихідних сигналів може виявитися більшим ніж за відповідний інтервал вхідного сигналу $F(t)$. За таких умов можна спиратися на рекомендації [14], за якими спектр частот вхідного сигналу об'єкта керування повинен бути ширшим, ніж смуга пропускання об'єкта керування. У цьому випадку процес визначення моделі об'єкта керування менш чутливий до неточностей обчислення автокореляційних функцій.

Висновки:

1. Наявність коливальності автокореляційних функцій $R(\tau)$ свідчить про періодичність випадкового процесу буриння свердловин.

2. Оскільки усі автокореляційні функції при наближеному зростанні лагу τ прямують до 0 (або постійної величини), що є свідченням ергодичності досліджуваних часових рядів. Знання а рїогї про ергодичність процесу буриння значно спрощує алгоритмічне забезпечення інформаційно-вимірювальних систем та автоматичних керуючих пристроїв. Проте, у реальних умовах буриння свердловин та систем управління перевірити глобальну ергодичність неможливо, тому вона приймається як гіпотеза.

3. Виходячи з проведених досліджень, часові ряди $F(t)$, $I(t)$, $N(t)$, $V(t)$, $E(t)$ є сумами детермінованих трендових складових та випадкових стаціонарних ергодичних складових, які описуються через ймовірнісні характеристики.

4. Аналітичні моделі автокореляційних функцій та функцій спектральної щільності отримані в середовищі Matlab, дозволяють вирішувати задачі підвищення точності ідентифікації динамічних властивостей процесу буриння свердловин, оцінювати інтервали квантування..

1. Dupriest F.E. Maximizing Drill Rates with Real-Time Surveillance of Mechanical Specific Energy / F.E. Dupriest and Kaederits, L. William // Proc. SPE/IADC Drilling Conference, Amsterdam, 23-25 February, 2005. SPE-92134-MS. 2. Rommentveit R. e-Drilling: A System for Real-Time Drilling Simulation. 3D Visualisation and Control / R. Rommentveit, G.W. Halsey et al // Proc. Digital Energy Conference and Exhibition, Houston, 11-12 April 2007. SPE-106903-MS. 3. Iversen F.P. Monitoring and Control of Drilling Utilizing Continuously Updated Process Models / F.P. Iversen, E. Caysux, E.W. Dvergsnes et al // Proc. IADC/SPE Digital Conference, Miami, 21-23 february, 2006, SPE – 99207. – MS. 4. Azar J.J. Drilling Problems and Solutions / J.J. Azar // Drilling Engineerin, University of Tulsa. – 2006. – P. 433-454. 5. Okpo E.E. Artificial Neural Network Model for Predicting Wellbore Instability / E.E. Okpo, A. Dosunmu, B.S. Odagme; Conference and Exhibition, 2-4 August, Lagos, Nigeria. – 2016. – Режим доступу: <http://dx.doi.org/10.2118/184371-MS>. – SPENigeria Annual International 6. John P. Systems Architecture and Operations States for Drilling and Completion: The Foundation to Real Performance Measurement and Drilling Systems Automation / P. John, E. Calvin, L. Moray, D. John; IADC/SPE Drilling Conference and Exhibition, 1-3 March, Fort Worth, Texas, USA. – 2016. – Режим доступу: <http://dx.doi.org>

- /10.2118/178814-MS. 7. Cayeux E. Early Detection of Drilling Conditions Deterioration Using Real-Time Calibration of Computer Models: Field Example from North Sea Drilling Operations. / E.Cayeux, B.Daireaux; Paper SPE 119435 presented at the SPE/IADC Drilling Conference and Exhibition, Amsterdam, The Netherlands, 17-19 March. –2009. – Режим доступу: <http://dx.doi.org/10.2118/119435-MS>.
8. Горбійчук М.І. Побудова емпіричних моделей процесу поглиблення свердловин з врахуванням швидкості / М.І.Горбійчук, Т.В.Гуменюк, Я.І.Заячук, Н.Т.Лазорів // Методи та прилади контролю якості. – 2016. – № 1. – С.86-94.
9. Семенцов Г.Н. Моделювання та ідентифікація процесу буріння для задач оптимізації управління: [монографія] / Г.Н.Семенцов, О.В.Гутак. – Одеса: Купрієнко С.В., 2014. – 265 с.
10. Назаренко М.В. Теоретичні засади та принципи моделей динамічних процесів та їх регуляторів: [монографія] / М.В.Назаренко. – Кривий Ріг: Діоніс (ФОП Чернявський Д.О.). – 2010. – 204 с.
11. Білак Н.В. Апроксимативно-спектральний аналіз випадкового процесу / Н.В.Білак, О.О.Скляр // Проблеми інформації та управління. – 2015, № 2(50). – С. 26-31.
12. Денисюк В.П. Непрямий метод оцінювання кореляційних функцій / В.П.Денисюк, А.А.Світлична // Вісник нац. авіаційного ун-ту. – 2005, том 23, № 1. – С.30-36.
13. Берзлев О.Ю. Методика перед прогнозного фрактального аналізу часових рядів / О.Ю.Берзлев // Управління розвитком складних систем. – 2013, № 16. – С.76-81.
14. Методы классической и современной теории автоматического управления; под ред. К.А.Пункова, Н.Д.Егупова, том. 3: Синтез регуляторов систем автоматического управления. – М.: Изв. МГТУ им. Бауменка Н.Г.. – 2004. – 614 с.

Поступила в редакцію 15.04.2017 р.

Рекомендували до друку: докт.техн.наук, проф. Горбійчук М.І., докт. техн. наук, проф. Олійник А.П.