МОДЕЛЮВАННЯ ДІАГНОСТИЧНИХ СИГНАЛІВ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИЧНОГО ОБЛАДНАННЯ ЗА ДОПОМОГОЮ ЛІНІЙНИХ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ З ДИСКРЕТНИМ ЧАСОМ В РАМКАХ ЕНЕРГЕТИЧНОЇ ТЕОРІЇ

Михайло Мислович, *Тарас Пристайло, Микола Самойленко*

Київський національний університет будівництва і архітектури,
03680, Повітрофлотський просп. 31, Київ, Україна, e-mail: snikolay@bigmir.net

DESIGN OF DIAGNOSTIC SIGNALS USING ELECTRICITY LINEAR RANDOM PROCESS WITH DISCRETE TIME ENERGY IN THEORY

Mykhaylo Myslovych, *Taras Prystaylo*, *Mykola Samoylenko*

Kyiv National University of Construction and Architecture,
Povitroflotskyy Prospect, 31, Kyiv, Ukraine, e-mail: snikolay@bigmir.net

АНОТАЦІЯ. Розглядається проблема обґрунтування способів моделювання різних діагностичних сигналів за допомогою білого шуму. Описуються найпростіші моделі шумів з дискретним часом, а також особливості і властивості таких моделей. Наводяться результати моделювання білого шуму з дискретним часом.

Ключові слова: *діагностика, моделювання діагностичних сигналів, модель шуму, модель білого шуму, лінійна модель вібрації.*

АННОТАЦИЯ. Рассматривается проблема обоснования способов моделирования разных диагностических сигналов с помощью белого шума. Описываются наипростейшие модели шумов с дискретным временем, а также особенности и свойства таких моделей. Приводятся результаты моделирования белого шума с дискретным временем.

Ключевые слова: *диагностика, моделирование диагностических сигналов, модель шума, модель белого шума, линейная модель вибрации.*

*ABSTRACT. **Purpose**. The aim of work is modeling different diagnostic signals using white noise. Methodology/approach. The method of research is description of the use of linear stochastic processes for statistical modeling of diagnostic signals which arise in the power equipment. **Findings.** Using simulation models can significantly reduce the time of the experiment and further improve the accuracy and reliability of the diagnosis. When diagnosing electricity equipment raises the question of increasing the accuracy of diagnosis and probability carried out. **Originality/value.** Depending on constructive and operational requirements to bearing its tracks and rolling elements (balls) are treated with a specific surface roughness, which is characterized by high inequalities. For different types of bearings varies from* $6{,}3 \cdot 10^{-6}$ *to* $0{,}2 \cdot 10^{-7}$ *m. The intensity of individual pulses is random and depends on the size or degree of the defect roughness. Thus, in its nature physical process that causes bearing`s vibration is the stream that random in time and intensity pulses.*

Key words: *diagnostics, modeling of diagnostic signals, noise model, model white noise, linear vibration model.*

МЕТА РОБОТИ

У зв'язку з тим, що на даний час понад 90% енергетичного устаткування електричних станцій і підстанцій виробило свій ресурс, виникає проблема створення систем контролю й діагностики такого устаткування. Використання таких систем, крім їхнього прямого призначення, що зводиться до одержання інформації про технічний стан об'єкта, що діагностується в заданий момент часу, дозволяє за цією інформацією прогнозувати виникнення можливих дефектів у майбутньому, тобто фактично здійснювати прогнозування залишкового ресурсу.

При побудові цих систем, які по суті є інформаційно-вимірювальними системами (ІВС) діагностики, одним з основних моментів є обґрунтування можливих діагностичних ознак. Аргументовано вибрати й обґрунтувати такі ознаки дозволяє побудова й наступний аналіз математичних моделей об'єктів діагностики або фізичних процесів, що супроводжують роботу цих об'єктів. У цьому випадку модель об'єкту, що діагнос-

тується, є визначальною для побудови ІВС діагностики.

Залежно від того, яка модель обрана - детермінована або статистична - відповідно відбувається побудова детермінованої або статистичної ІВС.

Як показано в [11], переважна більшість сигналів, що досліджуються при діагностиці електроенергетичного обладнання, має випадковий характер за своєю природою. Таким чином, цілком істотно при моделюванні таких сигналів використовувати статистичні моделі.

Метою даної роботи є розгляд питань, пов'язаних з використанням класу лінійних випадкових процесів для статистичного моделювання діагностичних сигналів, які виникають в електроенергетичному обладнанні. При цьому основна увага приділяється лінійним процесам з дискретним часом, оскільки саме з такими процесами має справу дослідник після перетворення аналогових сигналів у дискретний вигляд. Слід зауважити, що для моделювання дискретних процесів дуже зручними є процеси типу білого шуму [1, 7].

В останній час з'явилась тенденція вважати "статистичне моделювання" більш широким поняттям, маючи на увазі можливість вивчення моделей майже детермінованих, в яких випадковий фактор відіграє незначну роль [1 – 3].

Основною перевагою статистичного моделювання у порівнянні з іншими методами моделювання є можливість розв'язування задач виняткової складності:

1) досліджувана система може містити елементи неперервної і дискретної дії;

2) знаходитись під впливом численних випадкових факторів складної природи;

3) описуватися дуже громіздкими співвідношеннями і т.д.

Слід зауважити, що метод статистичного моделювання, як будь-який чисельний метод, має істотний недолік: результат завжди носить випадковий характер. Він відповідає фіксованим значенням параметрів системи і початковим умовам. Як правило, для аналізу системи необхідно багаторазово моделювати її процес функціонування, варіюючи вихідні дані задачі.

Проблема статистичного моделювання полягає в тому, щоб при заданому рівні достовірності величин, які нас цікавлять, побудувати алгоритм, оптимальний в сенсі певного критерію. Критерієм такого роду зазвичай вважають кількість обчислень, необхідних для досягнення заданої точності.

Дана робота присвячена математичним моделям шумів, зокрема білого шуму, що грають виняткову роль як початкові при моделюванні більш складних процесів. В роботі будуть розглядатися цифрові моделі або моделі процесів з дискретним часом, тобто числові послідовності.

ВИКЛАД ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ

Лінійні моделі вібрацій підшипників кочення

При проведенні діагностики електроенергетичного обладнання на перший план постає питання підвищення точності і вірогідності діагностики, що здійснюється. Це зумовлено тим, що вимірювання, обробка і перетворення діагностичних сигналів здійснюється в умовах завад, що супроводжують роботу різних вузлів електроенергетичного обладнання. Так, наприклад, при проведенні вібродіагностики підшипників кочення на їх вібраційні характеристики значно впливають механічна незбалансованість ротора, електромагнітні сили, вібрації щітково-колекторного вузла, а також аеродинамічний шум.

Елементи підшипника при його обертанні викликають потік імпульсів, характер яких залежить від технічного стану доріжок і тіл кочення, наявності і стану мастила, якості установки підшипника і т.п. Для фізичного обґрунтування запропонованої лінійної моделі вібрацій, що породжуються підшипниковим вузлом, потрібно мати аргументовану підставу вважати процес цих вібрацій імпульсним білим шумом [10]. Оскільки такий шум є ідеалізацією, необхідно показати, що реальний процес в діапазоні досліджуваних частот і інтервалів проходження імпульсів практично мало відрізняється від ідеального імпульсного білого шуму. Для цього оцінимо тривалість

імпульсів, що викликаються нерівностями поверхонь доріжок і тіл кочення, для ідеального підшипника. Залежно від конструктивних і експлуатаційних вимог до підшипника його доріжки і тіла кочення (кульки) обробляються з певною шорсткістю поверхні, яка характеризується висотою нерівностей R_z [10, 12]. Для різних типів підшипників R_z змінюється в межах від $6{,}3 \cdot 10^{-6}$ до $0{,}2 \cdot 10^{-7}$ м. Як відзначається в роботі [12], висота нерівностей має один порядок з відстанню між максимумами поверхні. Це означає, що для підшипника з $R_z = 6{,}3 \cdot 10^{-6}$ м середня відстань між двома сусідніми вершинами нерівностей поверхні складає $d_н \approx 6 \cdot 10^{-6}$ м. Якщо підшипник має діаметр по колу доріжки кочення внутрішнього кільця $D_B = 0.1$ м і останнє обертається із швидкістю $v_в = 3000$ об/хв при нерухомому зовнішньому кільці, то обертальна швидкість точок доріжки кочення внутрішнього кільця $v_в = \pi D_B v/60 = 16$ м/с. В цьому випадку тривалість елементарного імпульсу, викликаного ударом кульки об нерівність доріжки кочення внутрішнього кільця (локальний максимум поверхні) $\Delta t \approx d_н / v_в = 3{,}75 \cdot 10^{-7}$ с. Смуга частот цього імпульсу порядку $\Delta f = 1/\Delta t = 2{,}7$ мГц.

Якщо врахувати, що вібрації підшипників кочення досліджуються в частотному діапазоні 0 … 50 кГц, очевидно, що як модель такого імпульсу можна вибрати дельта-функцію [10]. Інтенсивність окремих імпульсів залежить від розмірів нерівностей або ступеня дефекту і є випадковою.

Таким чином, за своєю фізичною природою процес, що викликає вібрації підшипника, є потік випадкових в часі і по інтенсивності імпульсів. Припустимо, що вони статистично незалежні і задовольняють умові рівномірної нескінченною малості [10]. Отже, цей фізичний процес можна описати математичною моделлю випадкових процесів з незалежними значеннями, що задовольняють безмежно подільному закону розподілу [10]. Імпульсний потік надалі служитиме як породжуючий процес лінійної моделі.

Підшипник кочення можна розглядати як механічну коливальну систему, на яку діє вказаний породжуючий процес, що викликає у свою чергу її резонування на певних частотах. Останні обумовлені як конструктивним виконанням власне підшипникового вузла, так і всієї електричної машини або механізму в цілому.

Моделювання лінійного процесу з дискретним часом. При побудові моделі гільбертового випадкового процесу [6] використовують різні моделі лінійних формуючих систем. В дискретному випадку це можуть бути моделі типу ковзного середнього, а в неперервному це різні фільтри, тобто системи, які формують згортку породжуючих процесів, які найчастіше представлені білим шумом [1, 7] або імпульсні реакції формуючого фільтра. Такі моделі дістали назву лінійних випадкових процесів [4, 6, 7].

Лінійний процес визначається наступним чином [4, 6]:

$$\xi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(\tau, t)\, d\eta(\tau) \quad t \in T,$$

де T – область визначення даного процесу в часі, $\varphi(\tau, t)$ – функція, інтегрована з квадратом по τ при всіх $t \in T$, яка зветься ядром лінійного процесу, а $\eta(\tau)$, $\tau \in (-\infty, \infty)$ – процес з незалежними приростами, який зветься породждуючим процесом.

Будемо використовувати як вихідні моделі часові ряди або лінійні випадкові процеси з дискретним часом [4, 6, 13, 14], які характеризують діагностичні сигнали, що супроводжують роботу електроенергетичного обладнання.

Часто стохастичні випадкові процеси, які вивчаються в прикладних задачах, формуються за допомогою елементарних процесів-доданків [9, 11]. При цьому часто самі доданки нескінченно малі, а їх кількість прямує до нескінченності. Тоді виникає проблема побудови математичних моделей таких процесів. Тому доцільно коротко зупинитися на математичних аспектах її формування.

Далі нехай $\left\{\eta_{nk}(t),\quad k\in\left[\overline{1,n}\right]\right\}$ – стохастична незалежні елементи, або серії. Умова стохастичної незалежності не є принциповою і потрібна для простоти викладу.

Введемо для частинних сум позначення

$$\xi_n(t)=\sum_{k=1}^{n}\eta_{nk}(t),\quad t\in[0,T]. \quad (1)$$

Позначимо граничний випадковий процес для послідовностей частинних сум через $\xi(t)$ і припустимо, що в будь-який момент часу $t\in[0,T]$ його значення формуються за допомогою суми незалежно розподілених випадкових величин $\eta_{nk}(t)$

Тоді сумарний процес будемо розглядати як граничний по ймовірності послідовності сум серій. В результаті отримаємо

$$\xi(t)=\lim_{n\to\infty}\xi_n(t)=\lim_{n\to\infty}\sum_{k=1}^{n}\eta_{nk}(t),\quad t\in[0,T]. \quad (2)$$

Від звичайної границі часткових сум деякого ряду границя (2) відрізняється тим, що з ростом n усі доданки, що входять у цю суму, у загальному випадку не залишаються незмінними. Зокрема, дана границя містить у собі і випадок збіжності послідовності часткових сум деякого ряду.

Побудова моделі білого шуму

Розглянемо метод моделювання псевдовипадкової послідовності з заданою кореляційною функцією за допомогою лінійного процесу. Позначимо через $\zeta(t),\quad t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right)$ білий шум, тобто процес з незалежними значеннями. Будемо будувати всі інші моделі шляхом лінійної "фільтрації" (згортки), тобто як дискретні згортки вигляду [7]

$$\xi(t)=\sum_{\tau=-\infty}^{\infty}\phi(\tau)\zeta(t-\tau),\quad t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right), \quad (3)$$

де $\varphi(t)$ деяка невипадкова функція, для якої

$$\sum_{t=-\infty}^{\infty}\phi^2(t)<\infty. \quad (4)$$

Якщо виконується (4), то лінійний процес називається гільбертовим.

Процес (3) називається лінійним випадковим процесом з дискретним часом.

$$M\xi(t)=\chi_1\sum_{\tau=-\infty}^{\infty}\varphi(\tau), \quad (5)$$

де $\chi_1=M\zeta(t)$, $M(.)$ – оператор математичного сподівання.

Кореляційна функція процесу (3) визначається як

$$R(s)=\chi_2\sum_{t=-\infty}^{\infty}\varphi(t)\varphi(t+s), \quad (6)$$

де $\chi_2=M\zeta^2(t)$ – другий початковий момент.

Зокрема, якщо формуючий фільтр є фізично реалізованим, то формула (5) приймає вигляд

$$M\xi(t)=\chi_1\sum_{\tau=0}^{\infty}\varphi(\tau). \quad (7)$$

Кореляційну функцію процесу (3) ще можна представити як

$$R(s)=\chi_2\sum_{t=0}^{\infty}\phi(t)\phi(t+|s|), \quad (8)$$

де $s\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right)$.

Останнє вірно, коли всі $\zeta(t)$ однаково розподілені, тоді (3) є стаціонарним процесом.

Спектральна щільність потужності процесу $\xi(t)$, що відповідає кореляційній функції (8), визначається наступним чином:

$$S(\omega)=\sum_{s=-\infty}^{\infty}R(s)\cos\omega s=\\ =R(0)+2\sum_{s=1}^{\infty}R(s)\cos\omega s, \quad (9)$$

де $\omega\in[-\pi,\pi]$.

Зауважимо, що при практичному використанні згортки нескінченні суми замінюються на скінченні. Так, коли треба за допомогою згортки вигляду (3) отримати $N+1$ відлік процесу $\xi(t)$, $t\in[0,N]$ при заданій кількості відліків $M+1$ функції $\varphi(m)$, $m\in[0,M]$, то тоді можна скористатися формулою:

$$\xi(t)=\sum_{m=0}^{M}\phi(m)\zeta(t-m)=\\ =\sum_{m=t-M}^{t}\zeta(m)\phi(t-m),\quad t\in[0,N]. \quad (10)$$

При цьому потрібно мати $\zeta(\tau)$ на відрізку $[-M,N]$. Це необхідно для того, щоб уникнути появи на кінцях суми нульових доданків в формулі (7), тобто виключити невстановлену фільтрацію на початку і перехідні явища наприкінці роботи цифрового фільтра, чому і вибирають тривалість вхідного сигналу на заданому інтервалі.

Таким чином, щоб отримати $N+1$ відлік $\xi(t)$, треба мати $N+M+1$ відліків білого шуму $\zeta(\tau)$ при числі відліків $M+1$ функції $\varphi(t)$.

Так як при використанні формули (10) ми використовуємо $\varphi(\tau)$ лише при $\tau\in[0,M]$, то обчислювальну формулу для $R(s)$ можна записати у вигляді:

$$\tilde{R}(s)=\chi_2\sum_{t=0}^{M-|s|}\phi(t)\phi(t+|s|),\quad |s|\in[0,M]. \tag{11}$$

Але, коли нам відомі значення $\phi(\tau)$ при $\tau\in[0,M+s]$, то замість границь суми, які вказані в (11), можна використати більш широкі межі, а саме $|s|\in[0,M+s]$.

Перейдемо до практичної частини. Зупинимося на моделюванні процесу з незалежними значеннями білого шуму [1, 7], для якого були отримані наступні реалізації та значення.

Спочатку отримаємо одну реалізацію випадкового процесу [5, 8]. Значення незалежних реалізацій ζ_i, $i=1,2,\ldots,N$ випадкової величини ζ зображено на рис. 1. В даному випадку візьмемо об'єм вибірки рівний $N=1000$.

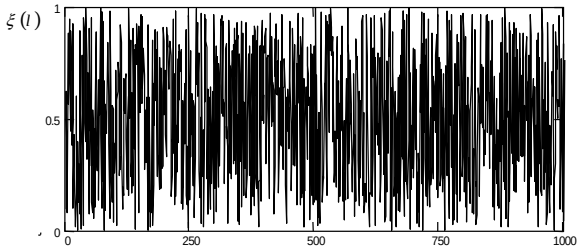

Рис. 1. Реалізація випадкового процесу ζ_l

Fig. 1. Implementation of a random process ζ_l

Будуємо графік оцінки кореляційної функції однієї з реалізацій білого шуму $R(s)$, де $s\in(-25,25)$. Згідно з теоретичними викладками [7] кореляційна функція приймає в нулі значення одиниці, а в інших точках вона рівна нулю. Якщо порівняти теоретичні викладки щодо кореляційної функції і графік, який зображено на рис. 2 (графік був отриманий за допомогою розробленої програми), то очевидно, що вони співпадають, зокрема в точці $R(0)=1$, інші значення є близькими до нуля. Графік оцінки кореляційної функції зображений на рис. 2.

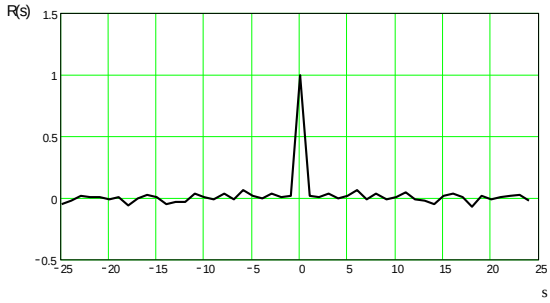

Рис. 2. Графік оцінки кореляційної функції білого шуму $R(s)$

Fig. 2. Schedule assessment of the correlation function of white noise $R(s)$

Спектральна щільність потужності $S(\omega)$ згідно з теоретичною формулою (9) визначається згідно рис.3.

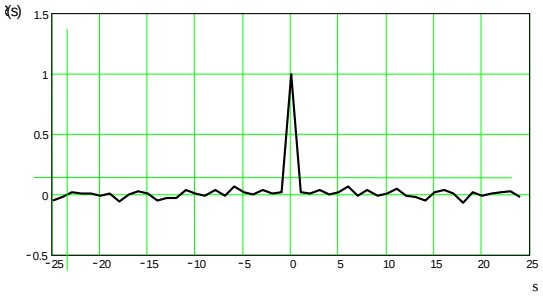

Рис. 3. Графік спектральної щільності потужності $S(\omega)$

Fig. 3. Schedule power spectral density $S(\omega)$

ВИСНОВКИ

З використанням методів статистичного моделювання в роботі отримана можливість теоретичного обґрунтування і перевірки діагностичних ознак. Підстановкою конкретних числових значень параметрів імітаційного моделювання можна відслідкувати тенденцію зміни кількісних оцінок діагностичних ознак в залежності від можливого технічного стану об'єктів.

Використання імітаційних моделей дозволяє значно скоротити час проведення експерименту і в подальшому підвищити точність та достовірність діагностики, що проводиться.

Отримані графічні моделі кореляційної функції білого шуму та спектральної щільності потужності підтвердили справедливість використання математичної моделі типу білого шуму для моделювання вібрацій підшипникових вузлів електроенергетичних машин.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Бабак В.П.*, Марченко Б.Г., Фриз М.Є. Теорія ймовірностей, випадкові процеси та математична статистика. – К.: Техніка, 2004. – 288 с.
2. *Ермаков С.М.*, Михайлов Г.А. Статистическое моделирование. – М.: Наука, 1982. – 296с.
3. *Колмогоров А. Н.* Основные понятия теории вероятностей. – М.: Наука, 1974. – 290 с.
4. *Марченко Б.Г.* Метод стохастических интегральных представлений и его приложения в радиотехнике. – Киев: Наукова думка, 1973. – 192 с.
5. *Марченко Б.Г.*, Марченко Н.Б., Мислович М.В. Особливості використання моделей субгауссових процесів для імітаційного моделювання деяких фізичних процесів в електроенергетичному обладнанні // Праці інституту електродинаміки національної академії наук України. Збірник наукових праць. – Київ. – 2007. – №1. – Ч.2.– С. 6-9.
6. *Марченко Б.Г.*, Щербак Л.М. Линейные случайные процессы и их приложения. – Киев: Наукова думка, 1975. – 186с.
7. *Марченко В.Б.* Ортогональные функции дискретного аргумента и их приложение в геофизике. – Киев: Наукова думка, 1992. – 212 с.
8. *Марченко Н.Б.* Анализ точностных характеристик при моделировании линейных субгауссовых случайных процессов и их использование в информационно-измерительных системах // Электронное моделирование. – 2004. – Т. 26, №6. – С. 63-71.
9. *Марченко Н.Б.*, Мислович М.В. Моделювання матриці фі-серій та її використання при аналізі точності інформаційно-вимірювальних систем діагностики електроенергетичного обладнання// Технічна електродинаміка. Тематичний випуск: “Проблеми сучасної електротехніки”. – 2006. – Ч.4. – С.100-103
10. *Марченко Б.Г.*, Мыслович М.В. Вибродиагностика подшипниковых узлов электрических машин. – К.: Наук. думка,–1992. – 195с.
11. *Уилкс С.* Математическая статитсика. – М.: Наука, 1967. – 632 с.
12. *Трение, изнашивание и смазка*: Справочник. В 2-х кн. / Под ред. И.В. Крагельского, В.В. Алисина. – М.: Машиностроение, 1978. – Кн.1. – 400 с.
13. *Човнюк Ю.* Вдосконалення методу кепстра в акустичній діагностиці технічного стану будівельних машин і механізмів / Ю. Човнюк, М. Діктерук, К. Почка // Гірничі, будівельні, дорожні та меліоративні машини. – Київ, 2014. – №84. – С. 5-10.
14. *Човнюк Ю.В.* Застосування кепстрів у акустичній діагностиці технічного стану будівельних та піднімально-транспортних машин і механізмів / Ю.В. Човнюк, М.Г. Діктерук, К.І. Почка // Гірничі, будівельні, дорожні та меліоративні машини. – Київ, 2012. – №79. – С. 87-93.

REFERENCES

1. *Babak V.P., Marchenko B.G., Friz M.E., 2004.* Teoriya ymovirnostey, vipadkovi protsesi ta matematichna statistika. [Probability theory, stochastic processes and mathematical statistics]. Kyiv, TehnIka Publ., 288. – (in Ukrainian).
2. *Ermakov S.M., Mihaylov G.A., 1982.* Statisticheskoe modelirovanie, [Statistical modeling]. Moscow, Nauka Publ., 296. – (in Russian).
3. *Kolmogorov A.N., 1974.* Osnovnyie ponyatiya teorii veroyatnostey. [Basic concepts of probability theory]. Mosow, Nauka Publ., 290. – (in Russian)
4. *Marchenko B.G., 1973.* Metod stohasticheskih integralnyih predstavleniy i ego prilozheniya v radiotehnike. [The method of stochastic integral representations and its applications in electronics]. Kyiv, Naukova dumka Publ., 192. – (in Russian).
5. *Marchenko B.G., Marchenko N.B., Mislovich M.V., 2007.* OsoblivostI vikoristannya modeley subgaussovih protsesiv dlya imitatsiynogo modelyuvannya deyakih fizichnih protsesiv v elektroenergetichnomu obladnanni [Features of subhaussovyh process models for simulation of some physical processes in the power equipment]. Pratsi Institutu elektrodinamiki natsionalnoyi akademiyi nauk Ukrayini. Zbirnik naukovih prats [Proceedings of the Institute of Electrodynamics National Academy of Sciences of Ukraine. Scientific works], Kyiv, No1, Vol.2, 6-9. – (in Ukrainian).
6. *Marchenko B.G., Scherbak L.M., 1975.* Lineynyie sluchaynyie protsessyi i ih prilozheniya. [Linear stochastic processes and their applications]. Kiev, Naukova dumka Publ., 186.
7. *Marchenko V.B. 1992.* Ortogonalnyie funktsii diskretnogo argumenta i ih prilozhenie v geofizike. [Orthogonal discrete argument functions and their application in geophysics]. Kiev: Naukova dumka Publ., 212. – (in Russian).
8. *Marchenko N.B., 2004.* Analiz tochnostnyih harakteristik pri modelirovanii lineynyih subgaussovyih sluchaynyih protsessov i ih ispolzovanie v informatsionno-izmeritelnyih sistemah. [Analysis of the accuracy characteristics for modeling linear subgaussovyh stochastic processes and their use in information-measuring systems]. Elektronnoe modelirovanie [Electronic modeling], Vol.26, No.6, 63-71. – (in Russian).
9. *Marchenko N.B., Mislovich M.V., 2006.* Modelyuvannya matritsi fi-seriy ta yiyi vikoristannya pri analizi tochnosti informatsiynovimiryuvainih sistem diagnostiki elektroenergetichnogo obladnannya. [Simulation matrix-fi series and its use in the analysis of the accuracy of information measuring systems Diagnostic equipment Electricity]. Tehnichna elektrodinamika. Tematichniy vipusk: “Problemi suchasnoyi elektrotehniki” [Technical electrodynamics. Special Issue: "The problems of modern electrical"], Vol.4, 100-103. – (in Ukrainian).
10. *Marchenko B.G., Myislovich M.V., 1992.* Vibrodiagnostika podshipnikovyih uzlov elektricheskih mashin. [Vibration diagnostics of bearing units of electric cars]. Kyiv, Naukova dumka Publ., 195. – (in Russian).
11. *Uilks S., 1967.* Matematicheskaya statitsika. [Math statistics]. Moscow, Nauka dumka Publ., 632. – (in Russian)
12. *Kragelskii I.V., Alisina V.V., 1978.* Trenie, iznashivanie i smazka: Spravochnik. [Friction, wear and lubrication: Directory]. V 2-h kn., Moscow, Mashinostroenie Publ., Vol.1. 400. – (in Russian).
13. *Chovnyuk Yu., Dikteruk M., Pochka K., 2014.* Vdoskonalennja metodu kepstra v akustichnij diagnostici tehnichnogo stanu budivelnih mashin i mehanizmiv [Improvement of a method of a kepstr in acoustic diagnostics of technical condition of construction cars and mechanisms]. Girnichi, budivelni, dorozhni ta meliorativni mashini [Mining, construction, road and melioration machines], No.84, 5-10. – (in Ukrainian).
14. *Chovnyuk Yu.V., Dikteruk M.G., Pochka K.I., 2012.* Zastosyvaniya kepstriv y akustichiy diagnostici tehnichnogo stany budivelnih ta pidiymalno-transportnih mashin I mehanizmiv [The kepstr application in acoustic diagnostics of technical state a construction and transport hoisting machines and mechanisms]. Girnichi, budivelni, dorozhni ta meliorativni mashini [Mining, construction, road and melioration machines], No.79, 87-93. – (in Ukrainian).