

УДК 681.518.54

## ИССЛЕДОВАНИЕ ИЗМЕРИТЕЛЬНО-ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫХ ПРОЦЕДУР ПЕРВИЧНОГО СИСТЕМНОГО ИНФОРМАЦИОННОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ СТОХАСТИЧЕСКИ НЕСТАЦИОНАРНЫХ ВИБРОСИГНАЛОВ

О.Ю. КРОПАЧЕК

*Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт», Украина*

*Поступила в редакцию 25 сентября 2017*

**Аннотация.** Измерительные сигналы, отражающие локальные процессы сложных промышленных агрегатов, несут важную информацию о долговременной функциональной стабильности таких динамических объектов. Однако обнаружение такой информации в сигналах с априори неизвестными вероятностными моделями нестационарности является проблематичным. Возможное решение – создание информационных технологий параметризации и нормирования случайных спектральных изменений сигналов при существенных ограничениях на время наблюдения. Такие технологии снизят риски принятия решений при контроле и диагностике функциональных состояний промышленных, транспортных, технологических объектов. Выявление закономерностей в случайных моделях нестационарности – это получение принципиально новой дополнительной информации о функциональных свойствах динамического объекта, способствующей решению многих проблемных задач идентификации объектов и оптимального синтеза информационных компьютеризированных систем в условиях априорной неопределенности.

**Ключевые слова:** вибросигнал, нестационарность, дисперсия, кумулянт, диагностика, контроль, тестовая статистика.

**Abstract.** Measuring signals reflecting local processes of complex industrial aggregates bear important information about the long-term functional stability of such dynamic objects. However, to detect such information in signals with a priori unknown probability models of nonstationarity is a problem. It's possible solution is the creation of information technologies for the parametrization and normalization of random spectral changes in signals with significant limitations on the observation time. Such technologies will reduce the risks of decision making during monitoring and diagnosing of functional conditions of industrial, transportation, and process facilities. The identification of regularities in random models of nonstationarity is the acquisition of fundamentally new additional information on the functional properties of a dynamic object that facilitates the solution of many problem identification problems of objects and the optimal synthesis of information computerized systems under conditions of a priori uncertainty.

**Keywords:** vibration signal, nonstationarity, dispersion, cumulant, diagnostics, control, test statistics.

**Doklady BGUIR. 2017, Vol. 109, No. 7, pp. 53-59**  
**Investigation of measurement-computing procedures primary system**  
**informational transformation of stochastically non-stationary vibrosignals**  
**O.Yu. Kropachek**

### Введение

Любой вибросигнал  $X(t)$  является случайным процессом, вероятностные свойства которого для любых моментов времени  $t_1, \dots, t_N$  полностью определяются  $N$ -мерной плотностью распределения вероятностей  $f_N(x_1, \dots, x_N; t_1, \dots, t_N)$  или  $N$ -мерной характеристической функцией  $\Theta_N(j\omega_1, \dots, j\omega_N; t_1, \dots, t_N)$  [1, 2], где  $x_i = X(t_i)$ ,

$u_i$  – действительная переменная  $j = \sqrt{-1}$ ,  $i = \overline{1, N}$ . Функции  $f_N(\bullet)$  и  $\Theta_N(\bullet)$ , связанные прямым и обратным преобразованием Фурье [1, 3], содержат всю информацию о практически важных моментных функциях (начальных  $m_{V_1, \dots, V_N}(t_1, \dots, t_N)$  или центральных  $\mu_{V_1, \dots, V_N}(t_1, \dots, t_N)$ ), зависящих от физических особенностей технического состояния объекта контроля или диагностики [2, 4]. Порядок  $V = V_1 + \dots + V_N$  таких функций не зависит от количества моментов времени  $t_1, \dots, t_N$ , а определяется задаваемой степенью  $V_i$  для случайной величины  $x_i$ ,  $i = \overline{1, N}$ , входящей в систему случайных величин  $(x_1, \dots, x_N)$ :

$$\begin{cases} m_{V_1, \dots, V_N}(t_1, \dots, t_N) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} x_1^{V_1} \cdot \dots \cdot x_N^{V_N} \cdot f_N(\bullet) dx_1 \cdot \dots \cdot dx_N; \\ \mu_{V_1, \dots, V_N}(t_1, \dots, t_N) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} x_1^{V_1} \cdot \dots \cdot x_N^{V_N} \cdot f_N(\bullet) dx_1 \cdot \dots \cdot dx_N, \end{cases} \quad (1)$$

где  $f_N(\bullet) = f_N(x_1, \dots, x_N; t_1, \dots, t_N)$ ,  $x = x_i - M[X(t_i)]$ ,  $M$  – знак математического ожидания.

Для выражений (1) не играет роли условие стационарности (или нестационарности) процесса  $X(t)$ . Диагностическая информация, относительно вида технического состояния  $S_0$  (норма) или  $S_1$  (нарушение нормы), содержится во всех без исключения моментных функциях, в которых любой частный порядок  $V_i \in [0, V_{max\ i}]$ , где  $V_{max\ i}$  – максимальный задаваемый порядок для случайной величины  $x_i$ . Чем выше порядок  $V_{max\ i}$ , тем больше информации можно получить о параметрических изменениях случайного процесса  $X(t)$  при смене технического состояния  $S_0$  на  $S_1$  и наоборот.

### Методология исследования

Если рассматривать мгновенное значение вибросигнала  $x(t_i)$  для момента времени  $t_i$ , то моментные функции становятся начальными  $m_{V_i}(t_i)$  и центральными  $\mu_{V_i}(t_i)$  моментами случайной величины  $x_i$ , характеризующими ее математическое ожидание ( $V_i = 1$ ), дисперсию ( $V_i = 2$ ), асимметрию ( $V_i = 3$ ), эксцесс ( $V_i = 4$ ) и т. д. [2, 5, 6]. Учитывая, что любой измерительный вибросигнал подвергается последующим линейным или нелинейным преобразованиям, имеет смысл использовать для его моментного описания математический аппарат кумулянтных функций (обобщенных корреляционных функций [3]). Такие функции, если переходить от процесса  $X(t)$  к случайной величине  $x(t_i)$ , позволяют оперировать не взаимозависимыми начальными или центральными моментами, а кумулянтами (семиинвариантами). Кумулянты, в отличие от моментов, позволяют учитывать, при диагностике состояний, любую степень негауссовости случайных вибросигналов и их мгновенных значений (для гауссовских процессов все кумулянты порядка  $V_i \geq 3$  равны нулю). Более того, кумулянты и кумулянтные функции имеют четко выраженный самостоятельный статистический смысл, позволяя при нелинейных преобразованиях рассчитывать статистические средние преобразованных вибросигналов по кумулянтам вибросигналов исходных.

### Использование энергетических свойств случайных вибросигналов для обеспечения информационной адекватности их вероятностно-диагностических моделей

Нелинейные преобразования случайных сигналов интересны (для информационных технологий) тем, что обеспечивают повышение информационной значимости любого из выходных кумулянтов, поскольку такой кумулянт является функцией конечного или бесконечного множества кумулянтов входного (до преобразования) вибросигнала [3].

Фактически нелинейное преобразование эквивалентно процедуре «сжатия» измерительной информации об изменениях вероятностных свойств вибросигнала из-за перехода объекта диагностики в другое техническое состояние.

Широко используемой процедурой нелинейного преобразования случайных измерительных вибросигналов является квадратичное преобразование. Оно позволяет оценивать изменения нормированной (по дисперсии  $\sigma_0^2$  исходного вибросигнала для состояния  $S_0$ ) мощности такого сигнала в скользящем окне его наблюдения по  $n$  дискретизированным отсчетам ( $n \ll N$ ) [5–7]:

$$T_n = \frac{1}{\sqrt{2n}} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\varepsilon_i^2}{\sigma_0^2} - 1 \right), \quad (2)$$

где  $\varepsilon_i = \overset{\circ}{x}(t_i)$  – центрированное значение вибросигнала  $X(t_i)$ .

Одномодельная  $T$ -статистика  $T_n$  фактически оценивает среднее значение мгновенной мощности процесса  $X(t)$  в окне наблюдения шириной в  $n$  отсчетов. Квадратичное преобразование (2) имеет тот недостаток, что априори считает входной процесс  $X(t)$  гауссовским, когда кумулянты  $\kappa_3$  и  $\kappa_4$  (третьего и четвертого порядков) равны нулю.

Если процесс  $X(t)$  не гауссовский, т. е.  $\kappa_3 \neq 0$  и  $\kappa_4 \neq 0$ , то дисперсия центрированной случайной величины  $\eta_i = \varepsilon_i^2$  и четвертого порядков исходной величины  $\varepsilon_i$  [3]  $\kappa_2^{\eta} = \kappa_4 + 2\kappa_2^2$ . В этом случае статистика  $T_n$  преобразуется в статистику  $V$ :

$$V = \frac{1}{\sqrt{0,5K_{\varepsilon(0)} + 1}} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\varepsilon_i^2}{\sigma_0^2} - 1 \right), \quad (3)$$

где  $K_{\varepsilon(0)}$  – кумулянтный коэффициент эксцесса исходного вибросигнала  $X(t)$ , если состояние объекта вибродиагностики  $S \in S_0$ .

Выражение (3) показывает, что при контроле технического состояния можно учитывать изменение не только дисперсии  $\sigma_0$ , но и коэффициента эксцесса  $K_{\varepsilon(0)}$ . Нетрудно убедиться, что среднее  $m_V$  и дисперсия  $D_V$  статистики  $V$  для состояний  $S_0$  и  $S_1$  различаются, если эти состояния характеризуются соответственно различными  $\sigma_0^2$ ,  $\sigma_1^2$  дисперсиями и  $K_{\varepsilon(0)}$ ,  $K_{\varepsilon(1)}$  коэффициентами асимметрии:

а) для состояния  $S_0$  –  $m_V^{(0)} = 0$ ,  $D_V^{(0)} = 1$ ;

$$\text{б) для состояния } S_1 - \begin{cases} m_V^{(1)} = \sqrt{\frac{n}{K_{\varepsilon(0)} + 2}} \left[ \left( \frac{\sigma_1}{\sigma_0} \right)^2 - 1 \right]; \\ D_V^{(1)} = \left( \frac{\sigma_1}{\sigma_0} \right)^4 \left( \frac{K_{\varepsilon(1)} + 2}{K_{\varepsilon(0)} + 2} \right). \end{cases}$$

Статистика  $V$  позволяет получать информацию и о мгновенной скорости  $W$  изменения мощности вибросигнала

$$W = \frac{1}{r\sqrt{0,5K_{\varepsilon(0)} + 1}} \left\{ \sum_{i=n+1}^{n+r} \left( \frac{\varepsilon_i}{\sigma_0} \right)^2 - \sum_{i=1}^r \left( \frac{\varepsilon_i}{\sigma_0} \right)^2 \right\}, \quad (4)$$

усредненной для  $r$  отсчетов сдвига между двумя последовательными  $V$ -статистиками.

Числовые характеристики  $W$ -статистики по состояниям  $S_0$  и  $S_1$  новой информации по сравнению с  $V$ -статистиками не дают (если процесс  $X(t)$  спектрально стационарен) (однако

такое утверждение не относится к числовым характеристикам спектральных моделей этих

$$\text{статистик): } \begin{cases} m_W^{(0)} = 0; \\ D_W^{(0)} = \frac{2}{r^2}, \end{cases} \quad \begin{cases} m_W^{(1)} = 0; \\ D_W^{(1)} = \frac{2}{r^2} \left( \frac{\sigma_1}{\sigma_0} \right)^4 \left( \frac{K_{\Xi(1)} + 2}{K_{\Xi(2)} + 2} \right). \end{cases}$$

Выражения для  $m_V^{(0)}$ ,  $m_V^{(1)}$ ,  $D_V^{(0)}$ ,  $D_V^{(1)}$  наглядно иллюстрируют возможность использования квадратичных преобразований и их числовых характеристик для получения информации об изменениях не только вибросигнала (кумулянта второго порядка), но и эксцесса вибросигнала (кумулянта четвертого порядка) [8, 9].

Более интересным является анализ совместных спектральных моделей  $V$  и  $W$  преобразований, рассматриваемых как новые случайные процессы  $V(t)$  и  $W(t)$ . Причем процесс  $W(t)$  является скользящей производной (т. е. линейным преобразованием) мгновенной нормированной мощности  $V(t)$ , что позволяет использовать частотную зависимость спектра  $F_W(\omega)$  процесса  $W(t)$  от спектра  $F_V(\omega)$  процесса  $V(t)$  в виде

$$F_W(\omega) = \omega^2 F_V(\omega). \quad (5)$$

Последнее выражение представляет особый интерес, если процессы  $V(t)$  и  $W(t)$  спектрально нестационарны, когда мгновенная спектральная мощность является стохастической функцией времени.

### **Исследование информационных свойств корреляционной модели спектральной нестационарности**

Вычисление спектра эргодического стационарного случайного процесса связано с операцией усреднения (интегрирования), причем для таких процессов средние по множеству и средние по времени одинаковы с вероятностью, равной единице [1]. Для процессов же нестационарных средние по времени и средние по множеству взаимозаменяемы. Нестационарный случайный процесс, как функция двух переменных, требует операции двукратного интегрирования – по множеству и по времени. Порядок такого усреднения – безразличен.

Поскольку нестационарность характерна, в первую очередь, для локально-периодических вибросигналов, то удобным аналогом двукратного усреднения таких сигналов является его двумерное частотно-временное вейвлет-преобразование [10–12]. Такие преобразования в базисе вейвлет позволяют проводить анализ спектральных свойств сигнала на локализованных интервалах времени его наблюдения по масштабу « $a$ » и сдвигу « $b$ », что обеспечивает получение контрольно-диагностической информации, связанной с функциональными особенностями модели нестационарности  $x = \varphi(\Theta, t)$ . Наиболее интересными моделями нестационарности периодических вибросигналов являются модели динамические, в которых проявляются устойчивая зависимость распределения мощности спектральных составляющих от фиксированного момента времени, изменяющегося в пределах периода наблюдения. Информацию о такой зависимости (неслучайной для фиксированного функционального состояния объекта вибродиагностики) можно получить, подвергая вибросигнал нелинейным или линейным безинерционным  $V$  или  $W$  преобразованиям (уравнения (3) и (4)).

Если спектральная нестационарность случайного процесса  $V(t)$  – это перераспределение мощности его спектральных составляющих во времени, то при наличии любых случайных возмущений эти составляющие превращаются в систему случайных величин. В такой системе величин их функциональная взаимозависимость становится стохастической.

Энергетический спектр стационарного случайного процесса – это детерминированная, априори неслучайная функция частоты. Появление нестационарности преобразует

эту функцию в случайную, в которой любые две гармоники  $F_{Vi}$  и  $F_{Vj}$  на частотах  $\omega_i$  и  $\omega_j$  – случайные величины с дисперсиями  $\sigma_i^2$ ,  $\sigma_j^2$  и нормированным коэффициентом линейной корреляции  $R_{i,j}$ ,  $i \neq j$ .

Рассмотрим теперь процесс  $W(t)$ . Гармоники  $F_{Wi}$  и  $F_{Wj}$  процесса  $W(t)$ , согласно преобразованию (5), будут иметь дисперсии  $\sigma_{Wi}^2 = \omega_i^4 \cdot \sigma_i^2$ ,  $\sigma_{Wj}^2 = \omega_j^4 \cdot \sigma_j^2$  и нормированный коэффициент парной линейной корреляции, равный  $R_{ij} \cdot \omega_i^2 \cdot \omega_j^2$ .

Найдем коэффициент линейной корреляции  $R_{\xi\eta}$  между суммарной спектральной мощностью  $\xi = F_{Vi} + F_{Vj}$  и мощностью  $\eta = F_{Wi} + F_{Wj}$ .

Система случайных величин  $\{\xi, \eta\}$  характеризуются тремя центральными моментами второго порядка:

$$\begin{cases} \mu_{20} = \sigma_i^2 + \sigma_j^2 + 2R\sigma_i\sigma_j, \\ \mu_{02} = \omega_i^4\sigma_i^2 + \omega_j^4\sigma_j^2 + 2R\omega_i^2\omega_j^2\sigma_i\sigma_j, \\ \mu_{11} = \omega_i^2\sigma_i^2 + \omega_j^2\sigma_j^2 + (\omega_i^2 + \omega_j^2)R\sigma_i\sigma_j. \end{cases} \quad (6)$$

Коэффициент взаимной спектральной корреляции  $R_{\xi\eta}$  определяется выражением [1]

$$R_{\xi\eta} = \frac{\mu_{11}}{\sqrt{\mu_{20}\mu_{02}}}. \quad (7)$$

Подставляя в (7) выражения из (6) для  $\mu_{11}$ ,  $\mu_{20}$  и  $\mu_{02}$ , получим

$$R_{\xi\eta} = \frac{\omega_i^2\sigma_i^2 + \omega_j^2\sigma_j^2 + (\omega_i^2 + \omega_j^2)R\sigma_i\sigma_j}{\sqrt{(\sigma_i^2 + \sigma_j^2 + 2R\sigma_i\sigma_j)(\omega_i^4\sigma_i^2 + \omega_j^4\sigma_j^2 + 2R\omega_i^2\omega_j^2\sigma_i\sigma_j)}}. \quad (8)$$

Введем условные обозначения:  $h_\sigma = \frac{\sigma_j^2}{\sigma_i^2}$ ,  $h_\omega = \frac{\omega_j^2}{\omega_i^2}$ .

Тогда с учетом отношений  $h_\sigma$  и  $h_\omega$  выражение (8) примет вид [13]

$$R_{\xi\eta} = \frac{1 + (h_\sigma h_\omega)^2 + (1 + h_\omega^2)R h_\sigma}{\sqrt{(1 + h_\sigma^2 + 2R h_\sigma)(1 + h_\sigma^2 h_\omega^4 + 2R h_\omega^2 h_\sigma)}}. \quad (9)$$

Из (9) видно, что  $R_{\xi\eta} = 1$ , если  $|R| = 1$ , что соответствует отсутствию спектральной нестационарности для процесса  $x(t)$ .

При наличии нестационарности, когда  $|R| < 1$ , значение  $|R_{\xi\eta}| < 1$ . Последнее показывает, что коэффициент  $R_{\xi\eta}$  взаимной спектральной нестационарности, количественно характеризующий корреляцию между спектром исходного процесса  $x(t)$  и спектром его производной  $y(t)$ , может использоваться как информативный параметр о степени спектральной нестационарности.

### Заключение

Кумулянтный анализ вероятностной модели стационарного вибросигнала позволил расширить информационные возможности известной одномодельной  $T$ -статистики, используемой для обнаружения изменений мгновенной мощности гауссовских случайных сигналов. Впервые получены математические модели усовершенствованных  $V$ - и  $W$ -статистик (уравнения (3) и (4)), построенных на базе  $T$ -статистики и учитывающих изменения кумулянтов четвертого порядка, что дает возможность использования для вибродиагностики негауссовских случайных измерительных сигналов [14].

Корреляционный анализ вейвлет-спектров двумерной системы случайных  $V$  и  $W$  статистик позволил разработать математическую модель (уравнение (8) или (9)) коэффициента межспектральной корреляции, несущую диагностическую информацию об изменениях вейвлет-спектра нестационарных вибросигналов. Доказана возможность увеличения ожидаемого количества информации при вибродиагностике за счет учета эффектов спектральной нестационарности вибросигналов [15].

### Список литературы

1. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники: в 2-х кн. Кн. 1. М.: Сов. радио, 1966. 728 с.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. М.: Наука, 1991. 384 с.
3. Малахов А.Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. М.: Сов. радио, 1978. 376 с.
4. Ширман А.Р., Соловьев А.Б. Практическая вибродиагностика и мониторинг состояния механического оборудования. М., 1996. 276 с.
5. Королюк В.С., Портенко Н.И. Справочник по теории вероятностей и математической статистике / под ред. В.С. Королюка. К.: Наукова думка, 1978. 584 с.
6. Корн Г., Корн Т.; под ред. И.Г. Абрамовича. Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1978. 832 с.
7. Мигущенко Р.П., Кропачек О.Ю. Контроль состояния динамических объектов с помощью однопараметровых тестовых статистик // Вестник Казахской академии транспорта и коммуникаций им. Тыншпаева. 2014. № 2 (87). С. 23–28.
8. Коряневский Н.А., Губанов В.В. Автоматический анализ электрофизиологических сигналов // Мед. техника. 1995. № 1. С. 36–39.
9. Зайченко К.В. Съём и обработка биоэлектрических сигналов. С.Пб.: СПбГУАП, 2001. 140 с.
10. Addison P. S. The illustrated wavelet transform handbook: applications in science, engineering, edicine and finance. Bristol, Philadelphia: IOP Publishing, 2002. 210 p.
11. Letelier J., Weber P., Neurosci J. Spike sorting based on discrete wavelet transform coefficients // Methods. 2000. Vol. 101. P. 93–106.
12. Kim K., Kim S. A wavelet-based method for action potential detection from extracellular neural signal recording with low signal-to-noise ratio // IEEE Trans, on Biomed. Eng. 2003. Vol. 50, № 8. P. 999–1011.
13. Аналіз невизначеності динамічних сигналів діагностичної інформації / Кропачек О.Ю. [і інш.] // Актуальні проблеми автоматики і приладобудування: міжнар. наук.-техн. конф., Харків: Вид-во НТУ «ХП», 2016. С. 156–157.
14. Кропачек О.Ю., Коржов І.М. Сравнительный анализ алгоритмов принятия решений при ограничениях измерительной информации // Інформаційні технології: наука, техніка, технологія, освіта, здоров'я: міжнар. наук. конф., Харків: Вид-во НТУ «ХП», 2017. Ч. 2. С. 136.
15. Формирование системы корреляционно-спектральных информативных параметров нестационарных вибросигналов / Р.П. Мигущенко [і інш.] // Проблеми інформатики та моделювання: міжнар. наук.-техн. конф., Одеса: Вид-во НТУ «ХП», 2017. С. 3.

### References

1. Levin B.R. Teoreticheskie osnovy statisticheskoy radiotekhniki; v 2-kh kn. Kn. 1. M.: Sov. radio, 1966. 728 s. (in Russ.)
2. Venttsel' E.S., Ovcharov L.A. Teoriya sluchajnykh protsessov i ee inzhenernye prilozheniya. M.: Nauka, 1991. 384 s. (in Russ.)
3. Malakhov A.N. Kumulyantnyj analiz sluchajnykh negaussovykh protsessov i ikh preobrazovanij. M.: Sov. radio, 1978. 376 s. (in Russ.)
4. SHirman A.R., Solov'ev A.B. Prakticheskaya vibrodiagnostika i monitoring sostoyaniya mekhanicheskogo oborudovaniya. M., 1996. 276 s. (in Russ.)
5. Korolyuk V.S., Portenko N.I. Spravochnik po teorii veroyatnostej i matematicheskoy statistike / pod red. V.S. Korolyuka. K.: Naukova dumka, 1978. 584 s. (in Russ.)
6. Korn G., Korn T.; pod red. I.G. Abramovicha. Spravochnik po matematike dlya nauchnykh rabotnikov i inzhenerov. M.: Nauka, 1978. 832 s. (in Russ.)
7. Migushhenko R.P., Kropachek O.YU. Kontrol' sostoyaniya dinamicheskikh ob'ektov s pomoshh'yu odnoparametrovykh testovykh statistik // Vestnik Kazakhskoj akademii transporta i kommunikatsij im. Tynshpaeva. 2014. № 2 (87). S. 23–28. (in Russ.)

8. Koryanovskij N.A., Gubanov V.V. Avtomaticheskij analiz ehlektrofiziologicheskikh signalov // Med. tekhnika. 1995. № 1. S. 36–39. (in Russ.)
9. Zajchenko K.V. S"yom i obrabotka bioehlektricheskikh signalov. S.Pb.: SPBGUAP, 2001. 140 s. (in Russ.)
10. Addison P. S. The illustrated wavelet transform handbook: applications in science, engineering, edicine and finance. Bristol, Philadelphia: IOP Publishing, 2002. 210 p. (in Russ.)
11. Letelier J., Weber P., Neurosci J. Spike sorting based on discrete wavelet transform coefficients // Methods. 2000. Vol. 101. P. 93–106. (in Russ.)
12. Kim K., Kim S. A wavelet-based method for action potential detection from extracellular neural signal recording with low signal-to-noise ratio // IEEE Trans, on Biomed. Eng. 2003. Vol. 50, № 8. P. 999–1011. (in Russ.)
13. Analiz nevznachenosti dinamichnikh signaliv diagnostichnoї informatsii / O.Yu. Kropachek [i insh.] // Aktual'ni problemi avtomatiki i priladobuduvannya: mizhnar. nauk.-tekhn. konf., Kharkiv: Vid-vo NTU «KHPI», 2016. S. 156–157. (in Ukr.)
14. Kropachek O.YU., Korzhov I.M. Sravnitel'nyj analiz algoritmov prinyatiya reshenij pri ogranicheniyakh izmeritel'noj informatsii // Informatsijni tekhnologii: nauka, tekhnika, tekhnologiya, osvita, zdorov'ya: mizhnar. nauk. konf., Kharkiv: Vid-vo NTU «KHPI», 2017. CH. 2. S. 136. (in Russ.)
15. Formirovanie sistemy korrelyatsionno-spektral'nykh informativnykh parametrov nestatsionarnykh vibrosignalov / R.P. Migushhenko [i insh.] // Problemi informatiki ta modelyuvannya: mizhnar. nauk.-tekhn. konf., Odesa: Vid-vo NTU «KHPI», 2017. S. 3. (in Ukr.)

#### **Сведения об авторе**

Кропачек О.Ю., к.т.н., доцент кафедры теоретических основ электротехники Национального технического университета «Харьковский политехнический институт».

#### **Information about the author**

Kropachek O.Yu., PhD, associate professor of the department of theoretical foundations of electrical engineering of National technical university «Kharkiv Polytechnic Institute».

#### **Адрес для корреспонденции**

61002, Украина,  
г. Харьков, ул. Кирпичева, д. 2,  
Национальный технический университет  
«Харьковский политехнический институт»  
тел. 067-79-5678-0;  
e-mail: kropachek@ukr.net  
Кропачек Ольга Юрьевна

#### **Address for correspondence**

61002, Ukraine,  
Kharkiv, st. Kyrpychova, 2,  
National Technical University  
«Kharkiv Polytechnic Institute»  
tel. 067-79-5678-0;  
e-mail: kropachek@ukr.net  
Kropachek Olga Yuryevna