УДК 681.518.54

СИНТЕЗ ИНФОРМАЦИОННОЙ МОДЕЛИ ПРОЦЕДУРЫ АЛЬТЕРНАТИВНОЙ ФУНКЦИОНАЛЬНОЙ ДИАГНОСТИКИ

Щапов П.Ф., Мигущенко Р.П.

Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт»,
г. Харьков, Украина
e-mail: mrp1@bk.ru

Рассмотрены вероятностные подходы в теории информации и информационной теории измерений, позволяющие рассчитывать и анализировать количество ожидаемой информации для моделей измерительных преобразований и задач кодирования случайных измерительных сигналов. Разработаны вероятностная модель диагностического преобразования и информационная модель процедуры диагностики. Определены условия получения максимального количества диагностической информации.

Ключевые слова: достоверность, вероятность, риски диагностики, решающая функция.

Введение

Повышение эффективности работы любых информационных систем контроля, диагностики, идентификации невозможно без учета априорной информации, связанной с исходной неопределенностью состояний контролируемых или диагностируемых объектов. Кроме того, уменьшение такой неопределенности связано с повышением точности измерительных преобразований и уменьшением остаточной неопределенности решений, принимаемых в ходе контроля или функциональной диагностики.

Известные вероятностные подходы в теории информации и информационной теории измерений позволяют рассчитывать и анализировать количество ожидаемой информации для моделей измерительных преобразований и задач кодирования случайных измерительных сигналов. Теория же оценивания количества информации в задачах контроля и диагностики практически не разработана. Это ограничивает возможности теоретического анализа и совершенствования информационных моделей оптимального синтеза информационно-измерительных систем контроля и диагностики объектов со случайными свойствами.

Известные до настоящего времени работы в области теории информации, прикладных информационных технологий, информационной теории измерений ограничиваются описанием известных математических решений для определения количества информации на основе классической теории К. Шеннона и С. Голдмана [1, 2]. Хорошо разработана математическая теория передачи информации по каналам связи, применяемая для решения задач сжатия информации и оптимального кодирования [3–5]. Следует отменить и практические решения в задачах снижения неопределенности результатов измерений, полученных на базе теоретических основ информационных процессов и теории измерений [6–8].

Целью данной работы было создание информационных моделей процедур комплексного преобразования многомерных измерительных сигналов в альтернативные диагностические решения, учитывающие нормативные риски возможных вероятностей ошибок.

Вероятностная модель диагностического преобразования

Наиболее приемлемой для практического использования при проведении процедуры альтернативной функциональной диагностики является линейная решающая функция:

$$\left[\overline{X} - 0{,}5\left(\mu_{(0)} + \mu_{(1)}\right)\right] D^{-1}\left(\mu_{(0)} - \mu_{(1)}\right),$$

где $\overline{X}$ – вектор входных измерительных сигналов; $\mu_{(0)}$, $\mu_{(1)}$ – средние значения $\overline{X}$ для случая состояний объекта диагностирования S_0 и S_1 соответственно; D^{-1} – дисперсионная матрица.

В этом случае составляющие входного вектора $\overline{X}$ взаимно независимы, а объемы обучающих выборок относительно невелики $N > 50$.

Достаточно просто оцениваются и показатели эффективности диагностики (риски первого и второго рода, достоверность, а также полная вероятность ошибок диагностики).

Сама решающая функция $g(\overline{X})$ – это линейная форма от вектора $\overline{X}$ и в скалярном виде может быть представленной как сумма:

$$g(x) = \sum_{i=1}^{n} \frac{\left(m_i^{(0)} - m_i^{(1)}\right)}{\sigma_i^2} \left[x_i - \frac{\left(m_i^{(0)} + m_i^{(1)}\right)}{2} \right], \qquad (1)$$

где $m_i^{(0)}$, $m_i^{(1)}$ – оценки условных средних для i-ой составляющей x_i вектора $\overline{X}$, $i = \overline{1, n}$; σ_i^2 – оценка дисперсии x_i.

Риски диагностики первого и второго рода (α и β) – одинаковы и являются функцией интеграла вероятности с аргументом $z = \delta/2$:

$$\alpha = \beta = 1 - \Phi(\delta/2), \qquad (2)$$

где $\Phi(\delta/2)$ – интеграл вероятности [9];

$$\delta = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{m_i^{(0)} - m_i^{(1)}}{\sigma_i} \right)^2}.$$

Аргумент δ интеграла вероятности – это геометрическое, нормированное по дисперсии, расстояние в пространстве информативных признаков $(x_1, ..., x_n)$ между векторами условных средних $\mu_{(0)}$ и $\mu_{(1)}$, которые характеризуют состояния S_0 и S_1 (расстояния между диагностическими состояниями).

Решающая функция (1) является критериальной статистикой, которая позволяет проверить справедливость выдвинутых при диагностике двухальтернативных гипотез:

$$\begin{cases} H_0 : \text{объект диагностики работоспособен;} \\ H_1 : \text{объект имеет функциональные} \\ \text{нарушения работоспособности.} \end{cases}$$

Сама критериальная статистика ξ является случайной величиной с нормальным условным законом распределения вероятности:

$$\begin{cases} \xi \sim \mathrm{NORM}(\mu_{\xi|S_0}, \sigma_\xi^2), \text{ если справедлива} \\ \text{основная гипотеза } H_0; \\ \xi \sim \mathrm{NORM}(\mu_{\xi|S_1}, \sigma_\xi^2), \text{ если справедлива} \\ \text{альтернативная гипотеза } H_1. \end{cases} \qquad (3)$$

Выбор одного из двух решений:

$$\begin{cases} \gamma_0 - \text{справедлива гипотеза } H_0; \\ \gamma_1 - \text{справедлива гипотеза } H_1, \end{cases} \qquad (4)$$

выполняется в соответствии с правилом:

$$\begin{cases} \text{избрать решение } \gamma_0, \text{ если } \xi \in \omega_0; \\ \text{избрать решение } \gamma_1, \text{ если } \xi \in \overline{\omega}. \end{cases} \qquad (5)$$

Область ω_0 допустимых значений и критическая область $\overline{\omega}$ являются интервалами:

$$\begin{cases} \omega_0 \in (0, \infty]; \\ \overline{\omega} \in [-\infty, 0]. \end{cases} \qquad (6)$$

Используя условия (3)–(6), найдем выражение для количества ожидаемой диагностической информации I как разницу между исходной H_ξ и остаточной $H_{\Delta\xi}$ энтропией [1, 2] для реализаций случайных величин $\xi = g(X)$, которая рассчитывается в соответствии с выражением (1):

$$I = H_\xi - H_{\Delta\xi}.$$

Для нахождения исходной энтропии H_ξ будем учитывать, что она полностью определяется законом распределения $f(\xi)$ случайной величины ξ при полной априорной неопределенности функционального состояния (S_0 или S_1) объекта диагностики.

В этом случае статистика ξ будет комплексной случайной величиной, вероятностная модель которой представляет композицию [9] непрерывной Y и дискретной Z случайных величин:

$$\xi = Y + Z, \tag{7}$$

где:

$$Y \sim \mathrm{NORM}(0, \delta^2); \tag{8}$$

$$Z = \begin{cases} \mu_{\xi|S_0}, \text{с вероятностью } q_0; \\ \mu_{\xi|S_1}, \text{с вероятностью } q_1; \end{cases} \tag{9}$$

$$q_0 + q_1 = 1.$$

Для определения вида плотности распределения $f(\xi)$ исследуем первые четыре кумулянта [10, 11] случайной величины ξ как алгебраическую сумму кумулянтов κ_{iY}, κ_{iZ} (i – порядок кумулянта, $i = \overline{1,4}$) величин Y и Z:

$$\kappa_{i\xi} = \kappa_{iY} + \kappa_{iZ}.$$

Из условия в (8) нормальности величины Y следует, что $\kappa_{1Y} = \kappa_{3Y} = \kappa_{4Y} = 0$, а $\kappa_{2Y} = \delta^2$.

С учетом модели (9) можно найти кумулянты случайной величины Z, которые определяются выражениями:

$$\begin{cases} \kappa_{1Z} = 0{,}5\delta^2(q_0 - q_1); \\ \kappa_{2Z} = 0{,}25\delta^4 - \kappa_{1Z}^2; \\ \kappa_{3Z} = 0{,}125\delta^6(q_0 - q_1) - \kappa_{1Z}^3; \\ \kappa_{4Z} = 0{,}0625\delta^8 - \kappa_{1Z}^4 - 3\kappa_{2Z}^2. \end{cases} \tag{10}$$

Найдем кумулянтные коэффициенты κ_1 и κ_2, которые характеризуют соответственно асимметрию и эксцесс распределения $f(\xi)$ [10]:

$$\begin{cases} \kappa_1 = \dfrac{\kappa_{3\xi}}{\kappa_{2\xi}^{3/2}}; \\ \kappa_2 = \dfrac{\kappa_{4\xi}}{\kappa_{2\xi}^2}. \end{cases}$$

Учитывая условие (8), а также то, что все кумулянты (кроме $\kappa_{2Y} = \delta$) случайной величины Y равны нулю, а кумулянты величины Z определяются выражениями (10), получим:

$$\kappa_1 = \frac{0{,}125\delta^6(q_0 - q_1)\left[1 - (q_0 - q_1)^2\right]}{\left[\delta^2 + 0{,}25\delta^4 - 0{,}25\delta^4(q_0 - q_1)^2\right]^{3/2}}, \tag{11}$$

$$\kappa_2 = \frac{0{,}0625\delta^8\left\{-2\left[1 - (q_0 - q_1)^4\right] - 6(q_0 - q_1)^2\right\}}{\left[\delta^2 + 0{,}25\delta^4 - 0{,}25\delta^4(q_0 - q_1)^2\right]^2}. \tag{12}$$

Проанализируем выражения (11) и (12) для случая $q_0 = q_1 = 0{,}5$ (критерий максимального правдоподобия [12]), что позволит оценить асимптотические приближения к граничным видам плотности $f(\xi)$ для вариантов:

а) $\delta^2 = 0$ (высокая неопределенность в диагностируемых состояниях S_0 и S_1);

б) $\delta^2 = \infty$ (неопределенность в выборе вида диагностируемых состояний отсутствует).

Для варианта б) диагностика с вероятностной превращается в детерминированную и проблема повышения достоверности диагностики отсутствует ($\alpha = \beta = 0$ и $P_Д = 1$). При $q_0 = q_1 = 0{,}5$ имеем:

$$\begin{cases} \kappa_1 = 0; \\ \kappa_2 = -2\left[1 + 4\delta^{-2}\right]^{-1}. \end{cases}$$

Для варианта а) при $\delta^2 = 0$, плотность $f(\xi)$ является нормальной, поскольку и κ_1, и κ_2 превращаются в ноль ($\kappa_1 = \kappa_2 = 0$). Для варианта б) при $\delta^2 = \infty$, плотность $f(\xi)$ превращается в плотность равномерного (прямоугольного) распределения, поскольку k_1=0, а k_2= - 2 [11].

Таким образом, все возможные виды плотности $f(\xi)$ варьируются от нормального закона (модель диагностики – вероятностная) к равномерному закону (модель диагностики – детерминированная). Последний случай вырожденный и не содержит проблемы повышения достоверности диагностики.

Информационная модель процедуры диагностики

Для нормальных законов распределения плотности $f(\xi)$ и совместной плотности $f(\xi, \Delta\xi)$ получим следующие общие выражения для энтропий H_ξ, $H_{\Delta\xi}$ [1, 2] и количества информации:

$$H = -\int_{-\infty}^{\infty} f(\xi)\log_2 f(\xi)dx - \log(\Delta g) =$$
$$= \log_2\left\{\frac{\sigma_\xi\sqrt{2\pi e}}{\Delta g}\right\};$$

$$H_{\Delta\xi} = -\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} f(\xi,\Delta\xi)\log_2\frac{f(\xi,\Delta\xi)\cdot\Delta g}{f(\Delta\xi)}d\xi d(\Delta\xi) = \tag{13}$$
$$= \log_2\left\{\frac{\sigma_\xi\sigma_{\Delta\xi}\sqrt{2\pi e}}{\Delta g\sqrt{\sigma_\xi^2+\sigma_{\Delta\xi}^2}}\right\};$$

$$I = \frac{1}{2}\log_2\left[1+\frac{\sigma_\xi^2}{\sigma_{\Delta\xi}^2}\right],$$

где Δg – погрешность определения значения решающей функции (2); $\Delta\xi$ – значение решающей функции $g(X)$ после принятия решения γ_0 или γ_1.

Определим теперь дисперсии σ_ξ^2 и $\sigma_{\Delta\xi}^2$ решающей функции $g(X)$ как случайной величины ξ до и после диагностики.

С учетом модели преобразования (7) и выражений (8), (9) получим:

$$\sigma_\xi^2 = \delta^2 + \delta^4 q_0 q_1. \tag{14}$$

Для вывода выражения по расчету дисперсии σ_ξ^2 учтем, что решение γ_0 или γ_1 выражения (4) могут содержать ошибки, которые количественно характеризуются рисками диагностики первого (α) и второго (β) рода [13].

Условные средние значения случайной величины $\Delta\xi$ определяются выражениями:

$$\begin{cases}\mu_{\Delta\xi|\gamma_0} = \mu_{\xi|S_0}\cdot(1-\alpha) - \mu_{\xi|S_0}\cdot\alpha = \mu_{\xi|S_0}\cdot(1-2\alpha);\\ \mu_{\Delta\xi|\gamma_1} = \mu_{\xi|S_1}\cdot(1-\beta) - \mu_{\xi|S_1}\cdot\beta = \mu_{\xi|S_0}\cdot(1-2\beta).\end{cases}$$

С учетом последних выражений дисперсия решающей функции после принятия решения γ_0 или γ_1 (после диагностики) будет вычисляться по выражению:

$$\sigma_{\Delta\xi}^2 = \left\{\left[\mu_{\xi|S_0} - \mu_{\xi|S_0}(1-2\alpha)\right]^2(1-\alpha) + \right.$$
$$\left. + \left[\mu_{\xi|S_1} - \mu_{\xi|S_0}(1-2\alpha)\right]^2\alpha\right\}q_0 +$$
$$+\left\{\left[\mu_{\xi|S_1} - \mu_{\xi|S_1}(1-2\beta)\right]^2(1-\beta) + \right.$$
$$\left. + \left[\mu_{\xi|S0} - \mu_{\xi|S_1}(1-2\beta)\right]^2\beta\right\}q_1.$$

Учитывая, что $\mu_{\xi|S_0}$ и $\mu_{\xi|S_1}$ определяются выражением:

$$P_Д = 1 - \alpha q_0 - \beta q_1,$$

окончательно получим:

$$\sigma_{\Delta\xi}^2 = \delta^4\left[\alpha(1-\alpha)q_0 + \beta(1-\beta)q_1\right].$$

Подставляя выражение (14) для σ_ξ^2 и $\sigma_{\Delta\xi}^2$ в уравнение (13) будем иметь следующую информационную модель диагностики:

$$I = \frac{1}{2}\log_2\left\{1+\frac{\left(q_0q_1+\delta^{-2}\right)}{\left[\alpha(1-\alpha)q_0+\beta(1-\beta)q_1\right]}\right\}. \tag{15}$$

Если количество ожидаемой диагностической информации равно L бит ($I = L$), то из (15) с учетом того, что для линейной решающей функции:

$$\begin{cases}\alpha = \beta;\\ 1-\alpha = 1-\beta = P_Д,\end{cases}. \tag{16}$$

получим следующее уравнение, связывающее достоверность диагностики $P_Д$, геометрическое расстояние δ, количество информации L, априорные вероятности q_0, q_1 и объем выборки N:

$$-P_Д^2\left(2^{2L}-1\right)\delta^2 + P_Д\left(2^{2L}-1\right)\delta^2 +$$
$$+\left[\frac{\left(2^{2L}-1\right)}{2N} - 1 - \delta^2 q_0 q_1\right] = 0. \tag{17}$$

Решая квадратичное относительно $P_Д$ уравнение (17), можно найти зависимость максимально возможной достоверности диагностики $P_{Дmax}$ от количества ожидаемой информации L (при условии $N \to \infty$):

$$P_{Дmax} = 0{,}5 + 0{,}5\sqrt{1 - \frac{4}{\delta^2\left(2^{2L}-1\right)} - \frac{4q_0q_1}{\left(2^{2L}-1\right)}}\,. \qquad (18)$$

Если допустить, что $q_0 = q_1 = 0{,}5$, то получим упрощенную зависимость достоверности диагностики от L и δ^2:

$$P_{Дmax} = 0{,}5 + 0{,}5\sqrt{1 - \left(2^{2L}-1\right)^{-1}\left(4\delta^{-2}+1\right)}\,. \qquad (19)$$

Из выражений (18) и (19) следует, что достоверность увеличивается, если растут как δ^2, так и количество диагностической информации $I = L$ (бит). В асимптотике достоверность $P_Д$ стремится к единице, если $L \to \infty$, $\delta^2 \to \infty$, $N \to \infty$, что полностью соответствует выводам общей теории параметрического контроля и технической диагностики [14].

Из представленного материала следует, что:

1. Максимальное количество диагностической информации обеспечивается, если уменьшаются риски α и β диагностики первого и второго рода, что отвечает условию повышения достоверности.

2. Минимум диагностической информации отвечает условию:

$$\alpha = \beta = P_Д = 0{,}5.$$

3. Увеличение диагностической информации отвечает дополнительному условию:

$$\delta^2 \to 0,$$

что характеризует повышение выходной энтропии H_ξ и увеличение неопределенности в различении состояний S_0 и S_1 (диагностика усложнена).

4. При равенстве друг другу рисков диагностики ($\alpha = \beta$) выражение (15) упрощается и принимает вид:

$$I = \frac{1}{2}\log_2\left\{1 + \frac{q_0q_1 + \delta^{-2}}{\alpha(1-\alpha)}\right\},$$

откуда следует, что любые отклонения от условия $q_1 = q_2 = 0{,}5$ уменьшают количество диагностической информации (диагностика усложнена).

Практическая реализация выдвинутых теоретических аспектов использована в [15–18] для диагностики состояния сложных промышленных объектов по вейвлет-изображениям вибрационных сигналов их узлов.

Заключение

Впервые разработаны информационные модели диагностических решений, которые учитывают риски диагностики, априорные сведения о вероятностных состояниях объекта, а также погрешности измерительных значений его информативных параметров, что позволило определить условия обеспечения максимальной достоверности диагностики при варьировании размерности вектора входных сигналов и информационной неопределенности его составляющих.

Особенность представленных теоретических аспектов заключается в построении не детерминированных, а стохастических моделей, основанных на вероятностных и статистических подходах, что обусловлено ограниченностью априорной информации о свойствах объекта контроля и диагностики.

Разработанные методы создания информационных моделей процедур комплексного преобразования многомерных измерительных сигналов в альтернативные диагностические решения дополняют информационно-измерительные технологии неразрушающего контроля, позволяя объединить нестандартные, метрологически несовершенные первичные преобразователи с системой специально организованных процедур вторичного преобразования выходных сигналов этих преобразователей, обеспечивая максимальное количество информации об объектах для задач контроля и диагностики его параметров и состояний.

Список использованных источников

1. *Орнатский, П.П.* Теоретические основы информационно-измерительной техники / П.П. Орнатский. – К. : Вища школа, 1983. – 455 с.
2. *Панин, В.В.* Основы теории информации : учеб. пособие : в 2 ч. Ч. 2. Введение в теорию кодирования / В.В. Панин. – М. : МИФИ, ФГУП ИСС, 2004.
3. *Кудряшов, Б.Д.* Теория информации. Учебник для вузов / Б.Д. Кудряшов. – СПб. : Питер, 2009. – 178 с.

4. *Pan, J.* Edge Detection Combining Wavelet Transform and Canny Operator Based on Fusion Rules / J. Pan // International Conference on Wavelet Analysis and Pattern Recognition, Baoding. – 2009. – С. 324–328.
5. *Jun, Li.* A Wavelet Approach to Edge Detection: a thesis to The Department of Mathematics and Statistics in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science in the subject of Mathematics / Li Jun. – Huntsville, Texas, 2003. – 80 с.
6. *Кисіль, І.С.* Метрологія, точність і надійність засобів вимірювань : навч. посібник / І.С. Кисіль – Івано-Франковськ : Факел, 2000. – 400 с.
7. *Душин, В.К.* Теоретические основы информационных процессов и систем: учебник для студентов вузов / В.К. Душин. – 4-е изд. – М. : Дашков и К, 2010.
8. *Nedel'Ko, S.V.* Finding the relationship between a search algorithm and a class of functions on discrete space by exhaustive search / S.V. Nedel'Ko, V.M. Nedel'Ko // Information Theories & Applications. – 2007. – Vol. 14. – P. 339–343.
9. *Вентцель, Е.С.* Теория вероятностей и её инженерные приложения : учеб. пособие для вузов / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров. – М. : Высш. шк., 2000. – 480 с.
10. *Малахов, А.Н.* Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований / А.Н. Малахов. – М. : Сов. радио, 1978. – 376 с.
11. Справочник по теории вероятностей и математической статистике / под ред. В.С. Королюка. – К. : Наукова думка, 1978. – 584 с.
12. *Левин, Б.Р.* Теоретические основы статистической радиотехники : в 3 кн. Кн. вторая. / Б.Р. Левин. – М. : Сов. радио, 1975. – 392 с.
13. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю : навч. посіб. / Є.Т. Володарський [і др.]. – Вінниця : Велес, 2001. – 219 с.
14. *Efron, B.* Improvements on cross-validation / B. Efron, R. Tibshirani // J. Amer. Stat. Assotiation. 1997. Vol. 92, no 438. – Pp. 548–560.
15. *Щапов, П.Ф.* Синтез двумерных диагностических параметров при ковариационном анализе трехмерных вейвлет-преобразований вибросигналов / П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко // Інформаційні технології та комп'ютерна інженерія. – 2013. – № 3. – С.69–75.
16. *Мигущенко, Р.П.* Оптимизация пространства диагностических параметров при вейвлет-преобразованиях вибросигналов / Р.П. Мигущенко // Вестник БГТУ им. Шухова. – Белгород. – 2014. – № 3. – С. 153–157.
17. *Мигущенко, Р.П.* Структурно-алгоритмічна оптимізація систем вібродіагностики за критерієм мінімуму імовірності помилки / Р.П. Мигущенко // Метрологія і прилади. – 2014. – № 1. – С. 168–171.
18. *Мигущенко, Р.П.* Контроль состояния динамических объектов с помощью однопараметровых тестовых статистик / Р.П. Мигущенко, О.Ю. Кропачек // Вестник Казахской академии транспорта и коммуникаций им. Тынышпаева. – Алматы, 2014. – № 2 (87). С. 23–28.

SYNTHESIS OF INFORMATION MODEL FOR ALTERNATIVE FUNCTIONAL DIAGNOSTICS PROCEDURE

Shchapov P.F., Miguschenko R.P.

National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute», Kharkov, Ukraine
e-mail: mrp1@bk.ru

Abstract. Probabilistic approaches in information theory and information theory of measurement, allowing to calculate and analyze the amount expected to models measuring conversions and encoding tasks random measurement signals were considered. A probabilistic model of diagnostic information model transformation and diagnostic procedures was developed. Conditions for obtaining the maximum amount of diagnostic information were found out.

Keywords: accuracy, probability, risk diagnostic, decision function.

References

1. Ornatskij P.P. *Teoreticheskiye osnovy informatsionno-izmeritel'noj tekhniki* [Theoretical basis of informative-measuring technique]. Kiev, Vishha shkola Publ., 1983. 455 p. (in Russian).
2. Panin V.V. Osnovy teorii informatsii: uchebnoye posobiye. Ch. 2. *Vvedeniye v teoriyu kodirovaniya* [Basics of information theory. Part 2. Introduction in coding theory]. Moscow, MIFI, FGUP ISS, 2004 (in Russian).
3. Kudrjashov B.D. *Teoriya informatsii. Uchebnik dlya vuzov* [Information theory. Textbook for universities.]. SPb., Piter Publ., 2009. 178 p. (in Russian).
4. Jianjia Pan. Edge Detection Combining Wavelet Transform and Canny Operator Based on Fusion Rules. *International Conference on Wavelet Analysis and Pattern Recognition*, Baoding. 2009. P. 324–328.
5. Jun Li. A Wavelet Approach to Edge Detection: a thesis to The Department of Mathematics and Statistics in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science in the subject of Mathematics. Huntsville Publ., Texas, 2003. 80 p.
6. Kisil' I.S. *Metrologiya, tochnist' i nadiynist' zasobiv vimiryuvan': navch. posibnik* [Metrology, precision and reliability of measurement methods]. Ivano-Frankovs'k, Fakel Publ., 2000. 400 p. (in Ukrainian).
7. Dushin V.K. *Teoreticheskiye osnovy informatsionnyh processov i sistem: uchebnik dlya studentov vuzov* [Theoretical basis of informational processes and systems: textbook for university students. 4-th edition.]. 4-e izd. Moscow, Dashkov i K Publ, 2010. (in Russian).
8. Nedel'Ko S.V., Nedel'ko V.M. Finding the relationship between a search algorithm and a class of functions on discrete space by exhaustive search. Information Theories & Applications. 2007. Vol. 14. P. 339–343.
9. Ventcel' E.S. *Teoriya veroyatnostej i eyo inzhenernye prilozheniya: ucheb. posobie dlya vuzov* [Probability theory and it ingeneering applications: textbook for universities]. Moscow, Vyssh. shk. Publ., 2000. 480 p. (in Russian).
10. Malahov A.N. *Kumulyantnyj analiz sluchajnykh negaussovykh processov i ikh preobrazovanij* [Cumulative analysis of stochastic nongauss processes and their transformations]. Moscow, Sov. radio Publ., 1978. 376 p. (in Russian).
11. *Spravochnik po teorii veroyatnostej i matematicheskoj statistike* [Reference book for probability theory and mathematical statistics]. pod red. V.S. Koroljuka. Kiev, Naukova dumka Publ., 1978. 584 p. (in Russian).
12. Levin B.R. *Teoreticheskiye osnovy statisticheskoj radiotekhniki: v 3 kn*. *Kn. vtoraya* [Theoretical basis of statistical radiotechnics]. Moscow, Sov. radio Publ., 1975. 392 p. (in Russian).
13. Metrologichne zabezpechennya vimiryuvan' i kontrolyu: navch. posib [Methodical providing for measurements and control: textbook]. Є.T. Volodars'kij, V.V. Kuharchuk, V.O. Podzharenko, G.B. Serdjuk. Vinnicja, Veles Publ., 2001. 219 p. (in Ukrainian).
14. Efron B., Tibshirani R. Improvements on cross-validation *J. Amer. Stat. Assotiation*. 1997. Vol. 92, no 438. Pp. 548–560.
15. Shapov P.F. [Synthesis of two-dimensional diagnostic parameters at the variance-covariance analysis of three-dimensional veyvlet-transformations of vibrosignals]. *Informacijni tehnologiї ta komp'yuterna inzheneriya*. 2013. № 3. Pp. 69–75 (in Russian).
16. Migushenko R.P. [Optimization of diagnostic parameters space at veyvlet-transformations of vibrosignals] *Vestnik BGTU im. Shuhova*. Belgorod. 2014. № 3. Pp. 153–157 (in Russian).
17. Migushenko R.P. [Structurally algorithmic optimization of vibrodiagnostics systems by the minimum of probability error criterion] *Metrologiya i prilady.* 2014. № 1. Pp. 168–171 (in Ukrainian).
18. Migushenko R.P. [Control of the dynamic objects state by singleparameter test statistician] *Vestnik Kazakhskoj akademii transporta i kommunikacij im. Tynyshpayeva.* Almaty, 2014. № 2 (87). Pp. 23–28 (in Russian).

Поступила в редакцию 11.06.2014.