УДК 681.3

С.В. Герасимов

Харківський університет Повітряних Сил імені Івана Кожедуба, Харків

РОЗРАХУНОК ФУНКЦІЇ РОЗПОДІЛУ ВИХІДНОГО СИГНАЛУ ОБ'ЄКТА КОНТРОЛЮ ПРИ ВИЗНАЧЕННІ ЙОГО ТЕХНІЧНОГО СТАНУ

Обґрунтовано, що вирішення проблеми розробки методик контролю параметрів технічних систем з метою визначення їх фактичного стану та часу наступного контролю залежить від розв'язання задачі розрахунку кількісних оцінок оптимальної методики контролю. Показано, що для отримання кількісних оцінок оптимальної методики контролю необхідно визначити функцію розподілу параметрі в вихідного сигналу об'єкту контролю. Сформульована проблема розробки оптимальної методики контролю параметрів об'єкта при переведенні його на експлуатацію за технічним станом і запропоновані методи її вирішення.

Ключові слова: *методика контролю, контроль технічного стану, об'єкт контролю.*

Вступ

Постановка проблеми. В попередній публікації показано, що розробка та обґрунтування методик контролю параметрів технічних систем (як об'єктів контролю) при їх експлуатації за фактичним станом є актуальною науковою задачею [1]. Для отримання кількісних оцінок оптимальної методики контролю необхідно спочатку визначити функцію розподілу параметрів вихідного сигналу об'єкту контролю z_i, $i = \overline{1, m}$, m – кількість параметрів контролю вихідного сигналу, при умові, що на виході об'єкта спостерігається реалізація y(t) – сигнал-відгук на вхідний вимірювальний (стимулюючий, опорний) сигнал u(t) [1].

Аналіз літератури. Проведений аналіз робот [2 – 5], які направлені на обгрунтування переведення технічних систем на експлуатацію за станом, показав, що вони не вирішують проблему розробки та обґрунтування методик і методів проведення контролю технічного стану систем з метою визначення їх фактичного стану.

Метою даної статті є розрахунок функції розподілу вихідного сигналу об'єкта контролю при визначенні його технічного стану.

Основна частина

При аналізі статистичних оцінок якості контролю будемо вважати, що зразковий (номінальний) вихідний вимірювальний сигнал $y_0(\{u\},\ q, t)$ може бути розкладений в ряд за відхиленнями параметрів контролю об'єкта q_j, $j=\overline{1,n}$, n – кількість параметрів контролю об'єкта, від номінальних значень $q_{0\,j}$ $\left(\Delta q_j = q_j - q_{0\,j}\right)$ [1]:

$$\Delta y = \sum_{j=1}^{n} b_j\left(\{u\},\ q_0,\ t\right)\Delta q_j + \xi(t), \qquad (1)$$

де ξ(t) – перешкода;

$$\Delta y = y_j\left(\{u\},\{q\},t\right) - y_0\left(\{q\},q_0,t\right);$$

$$b_j\left(\{u\},\ q_0,\ t\right) = \left.\left(\frac{\partial y\left(\{u\},\ q,\ t\right)}{\partial q_j}\right)\right|_{q_j = q_{j\,0}}.$$

Аналогічно для $\Delta z_i = z_i\left(\{q\}\right)$ отримаємо:

$$\Delta z_i = \sum_{j=1}^{n} c_{ij}\Delta q_j\,, \qquad (2)$$

де $\Delta z_i = z_i\left(\{q\}\right) - z_i\left(\{q_0\}\right)$; $c_{ij} = \left.\left(\dfrac{\partial Z}{\partial q_j}\right)\right|_{q_j = q_{j\,0}}$.

Адекватність (1) і (2) доведена в [1].

Для спрощення розрахунків введемо в розгляд вектор

$$\varsigma = \left\{\Delta y,\ \Delta Z\right\} \equiv \left\{\Delta y(t_1),\ ...,\Delta y(t_k),\ \Delta z_1,\ ...,\Delta z_m\right\},$$

де вихідна реалізація $\Delta y(t)$ замінена дискретною вибіркою $\left\{\Delta y(t_1),...,\Delta y(t_k)\right\}$, де k – кількість точок дискретизації. Саме ця вибірка й спостерігається при використанні дискретних (квантованих в часі) методах вимірювання вихідного сигналу. Величина, яка визначає кількість вимірювань миттєвого значення сигналу за час контролю T, $t_g = Tg/k$, $g=\overline{1,k}$, і величина, яка характеризує шаг квантування $\Delta t = T/k$. При визначенні шагу дискретизації необхідно враховувати, по-перше, швидкодію вимірювального приладу, швидкодію або об'ємом пам'яті розрахункового пристрою, по-друге, час кореляції перешкоди ξ(t). Очевидно, нема сенсу вибирати час Δt меншим часу кореляції перешкоди, навіть, якщо вимірювальний засіб дозволяє це зробити, оскільки при такому збільшенні кількості відліків вихідного сигналу практично немає виграшу в інформації (згідно з теоремою Котельникова). Таким чином, значення перешкоди в різних точках відліку можна рахувати статистично незалежними.

Введемо вектор $\xi(t) = \left\{\xi(t_1),...,\xi(t_k),\ \underbrace{0,\ ...,\ 0}_{m}\right\}$.

Позначимо композицію матриць b_{ji} і $a_{gi} = a_i\left(t_g,\ q_0,\ \{u\}\right)$ через $A: A\begin{pmatrix} a \\ B \end{pmatrix}$. Використовуючи ці позначення, (1) і (2) запишемо таким чином:

$$\varsigma = A\cdot\Delta Q + \xi(t)\,. \qquad (3)$$

Якщо основний внесок в перешкоду ξ(t) вносить похибка вимірювального пристрою, то в більшості випадків цю перешкоду можна вважати нормальною. Що стосується вектора ΔQ, то при великих відхиленнях розподілу параметрів Δq він може і не бути нормальним. Якщо ці відхилення незначні, то, як відомо, поблизу центра практично любий розподіл є нормальним. Таким чином, можна записати функції розподілу величин ΔQ і ξ(t) в такому вигляді:

$$\rho_1(\Delta Q) = (2\pi)^{-n/2}\exp\left\{-\frac{1}{2}\Delta q^2\right\}; \qquad (4)$$

$$\rho_0(\xi) = (2\pi)^{-k/2}\exp\left\{-\xi^2\Big/\left(2\sigma_\xi^2\right)\right\},$$

де Δq^2 і ξ^2 – визначають квадрати норми відповідних векторів: $\Delta q^2 = \sum_{j=1}^{n}\Delta q_j^2$ і $\xi^2 = \sum_{g=1}^{k}\sigma_\xi^2\left(t_g\right)$; σ_ξ^2 – дисперсія перешкоди ξ(t).

В формулі (4) передбачається, що величини Δq_j статистично незалежні та мають одиничну дисперсію. Це передбачення несуттєве й зроблено тільки для спрощення подальших розрахунків. Як було показано в [1], такої незалежності завжди можна добитися лінійним перетворенням вихідних величин. В подальшому будуть розраховані формули для загального випадку лінійно-незалежних величин Δq_j.

Апріорна функція розподілу величин z_i може бути отримана зі співвідношення (2) Оскільки ці величини є лінійними комбінаціями величин q_j, останні розподілені за нормальним законом (4), то і величини z_i також будуть розподілені за нормальним законом. З іншого боку, як було показано вище, величини z_i завжди можна вважати статистично незалежними, а вибором масштабу можна зробити дисперсії цих рівних одиниці. Згідно з формулою (2), враховуючи зазначені умови, кореляційні моменти величин z_i будуть дорівнювати:

$$\left(R_Z\right)_{ig} =< \Delta Z_i\ \Delta Z_g >: \sum_{i,\,j} b_{ij}b_{gj} < \Delta q_i\ \Delta q_j >: \xi_{ig}\,.$$

Оскільки кореляційна матриця величин q_j одинична, тобто $< \Delta q_i \ \Delta q_j > \xi_{ij}$, то для матриці В отримаємо умову: $\sum_j b_{ij} b_{gj} = \xi_{ig}$, або в скороченому виді

$$R_j = B \cdot B^T = E , \qquad (5)$$

де E, B^T – одинична та транспонована матриці.

Так як кореляційна матриця величин z_i одинична й ці величини розподілені за нормальним законом, то їх апріорна функція розподілу дорівнює

$$\rho(Z) = (2\pi)^{-m/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\Delta Z^2\right\}, \quad \Delta Z^2 = \sum_{i=1}^{m} \Delta z_i^2 .$$

Для розрахунку умовної функції $\rho(Z/y)$, яка визначає апостеріорний розподіл величин z_i, скористаємося тотожність: $\rho(Z/y) = \rho(Z,\ y)/\rho_y(y)$.

Функцію розподілу $\rho(Z,\ y) = \rho(\varsigma)$ визначимо за допомогою виразу (3). Оскільки величина ς є лінійною комбінацією величин Δq і ξ, а ці величини розподілені за нормальним законом, то й величина ς буде розподілена за нормальним законом. Для визначення характеристик цього розподілу необхідно розрахувати кореляційну матрицю величин ς. З співвідношення (3) розрахуємо

$$\left(R_\varsigma\right)_{ij} = < \varsigma_i \ \varsigma_j > = \sum_{g,\, s} A_{ig} A_{js} < \Delta q_g \ \Delta q_s > +$$
$$+ < \xi_i \ \xi_j > = \sum_{s} A_{is} A_{js} + < \xi_i \ \xi_j >,$$

або в матричній формі:

$$R_\varsigma = A \cdot A^T + \begin{pmatrix} \sigma_\xi^2 & E \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{matrix} \}k \\ \}m \end{matrix} .$$

Підставивши вираз для матриці $A : A = \begin{pmatrix} a \\ B \end{pmatrix}$, отримаємо:

$$A \cdot A^T = \frac{a}{B}\left(a^T \cdot B^T\right) = \begin{pmatrix} a \cdot a^T & a \cdot B^T \\ B \cdot a^T & B \cdot B^T \end{pmatrix}.$$

Використавши співвідношення (5), маємо

$$R_\varsigma = \begin{pmatrix} a \cdot a^T + \sigma_\xi^2 E & a \cdot B^T \\ B \cdot a^T & E \end{pmatrix}.$$

Зі співвідношення (2) видно, що матриця $a \cdot a^T + \sigma_\xi^2 E$ є кореляційною матрицею R_y величин $\Delta y\left(t_g\right)$. Дійсно, з виразу (2) в матричній формі

$$R_y = a \cdot a^T + \sigma_\xi^2 E . \qquad (6)$$

Таким чином, для матриці R_ς остаточно є:

$$R_\varsigma = \begin{pmatrix} R_y & a \cdot B^T \\ B \cdot a^T & E \end{pmatrix}.$$

За допомогою кореляційної матриці R_ς можна визначити функцію розподілу величин ς:

$$\rho(\varsigma) = \rho(Z,\ y) = (2\pi)^{-\frac{k+m}{2}} \left|\det R_\varsigma\right|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\varsigma R_\varsigma^{-1} \varsigma\right)\right\}.$$

Вираз $(\varsigma R_\varsigma^{-1} \varsigma)$ представляє собою результат скалярного множення векторів ς і $R_\varsigma^{-1}\varsigma$, тобто

$$\varsigma R_\varsigma^{-1} \varsigma = \sum_{j=1}^{n} \varsigma_j \left(R_\varsigma^{-1}\varsigma\right)_j = \sum_{g=1}^{k} \sum_{j=1}^{n} \left(R_\varsigma^{-1}\right)_{jg} \varsigma_j \varsigma_g .$$

Розрахуємо функцію розподілу величин $\Delta y(t)$, оскільки ці величини, як випливає з (2), розподілені за нормальним законом, а їх кореляційна матриця

$$\rho_y(y) = (2\pi)^{-k/2} \left|\det R_y\right|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\Delta y R_y^{-1} \Delta y\right)\right\}.$$

Для функції $\rho(Z/y)$: $\rho(Z/y) = \rho(Z,\ y)\rho(y)$:

$$\rho(Z/y) = \frac{\rho(\varsigma)}{\rho_y(y)} = (2\pi)^{-m/2} \left|\frac{\det R_\varsigma}{\det R_y}\right|^{-1/2} \times$$
$$\times \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\varsigma R_\varsigma^{-1}\varsigma\right) + \frac{1}{2}\left(\Delta y R_y^{-1} \Delta y\right)\right\}. \qquad (7)$$

В формулі (7) вираз, який знаходиться в фігурних дужках, необхідно привести до квадратичного відносно величин Δz.

Для цього необхідно розрахувати матрицю R_ς^{-1}. Відмітимо, що матриця R_ς складається з блоків, при цьому блоки R_y і E є неособливими квадратними матрицями рангу n і m відповідно. Тому для розрахунку R_ς^{-1} можна застосувати формулу Фробеніуса для звертання блочної матриці.

При цьому будемо мати

$$R_\varsigma^{-1} = \begin{pmatrix} v & L \\ L^T & N \end{pmatrix}, \qquad (8)$$

де
$$v = R_y^{-1} + R_y^{-1} a B^T - H^{-1} B a^T R_y^{-1} ; \qquad (9)$$

$$L = -R_y^{-1} a B^T - H^{-1} ; \qquad (10)$$

$$N = H^{-1} ; \qquad (11)$$

$$H^{-1} = E - B a^T R_y^{-1} a B^T . \qquad (12)$$

Використовуючи співвідношення (8) – (12), перетворимо вираз в фігурних дужках формули (7):

$$\Phi = -\frac{1}{2}\left(\varsigma R_\varsigma^{-1}\varsigma\right) + \frac{1}{2}\left(\Delta y R_y^{-1} \Delta y\right) = -\frac{1}{2}(\Delta y,\ \Delta Z) \times$$
$$\times \begin{pmatrix} k & L \\ L^T & N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta y \\ \Delta Z \end{pmatrix} + \frac{1}{2}\Delta y R_y^{-1} \Delta y = -\frac{1}{2}\Delta y k \Delta y +$$
$$+ \frac{1}{2}\Delta y R_y^{-1} \Delta y - \frac{1}{2}\Delta y L \Delta Z - \frac{1}{2}\Delta Z L^T \Delta y - \frac{1}{2}\Delta Z N \Delta Z.$$

Для приведення отриманого виразу для функції Ф до квадратичного вигляду, знайдемо вектор ΔZ^o, який відповідає екстремуму:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \Delta Z} = -L^T \Delta y - N \Delta Z^o = 0 \; ; \qquad (13)$$

$$Z^o = -N^{-1} L^T \Delta y \, .$$

Оскільки H – симетрична матриця ($H^T = H$), то з (10) знайдемо:

$$L^T = -H^{-1} B a^T R_y^{-1} . \qquad (14)$$

Підставивши (14) в формулу (13), отримаємо

$$\Delta Z^o = B a^T R_y^{-1} \Delta y \, . \qquad (15)$$

Вектор ΔZ_o визначає центр розподілу $\rho(Z/y)$. Позначимо величину відхилення від цього центра $\nu = \Delta Z - \Delta Z^o$ і підставимо цю величину в співвідношення для Ф, будемо мати:

$$\Phi = -\frac{1}{2}\Delta y \nu \Delta y + \frac{1}{2}\Delta y R_y^{-1} \Delta y - \frac{1}{2}\Delta y L \Delta Z^o -$$
$$-\frac{1}{2}\Delta Z^o L^T \Delta y - \frac{1}{2}\Delta Z_o N \Delta Z_o - \frac{1}{2}\nu N \nu = \qquad (16)$$
$$= -\frac{1}{2}\Delta y \left\{ k - R_y^{-1} - L N^{-1} L^T \right\} - \frac{1}{2}\nu N \nu.$$

Після об'єднання в виразі (16) формул (9) – (11) отримаємо співвідношення:

$$\Phi = -\frac{1}{2}\nu H^{-1} \nu \, . \qquad (17)$$

Для розрахунку детермінанту $\det R_\varsigma$ використаємо узагальнений алгоритм Гауса:

$$\det R_\varsigma = \det R_y \det\left(E - B a^T R_y^{-1} a B^T\right) = \det R_y \det H. \; (18)$$

Після підстановки (17) і (18) в формулу (7) отримаємо остаточне співвідношення для умовної функції розподілу:

$$\rho(Z/y) = (2\pi)^{-m/2} \left|\det H\right|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\nu H^{-1} \nu\right)\right\}, \; (19)$$

а ΔZ^o визначається з виразу (15).

В формулу (12) для матриці H входить матриця кореляції R_y величин Δy. Ця матриця також як і матриця R_y^{-1} має ранг k, який дорівнює кількості відліків (точок дискретизації) вихідного сигналу. При великому значенні k ранг матриці R_y^{-1} може суттєво ускладнити розрахунки за формулою (12). Співвідношення (12) можна перетворити так, щоб в неї входили лише матриці, ранг яких не перевищує числа параметрів системи n. При $n < k$ таке перетворення спрощує вираз (12). Для спрощення запишемо вираз для R_y^{-1} в вигляді ряду:

$$R_y^{-1} = \left(a \cdot a^T - \sigma_\xi^2 E\right)^{-1} = \frac{1}{\sigma_\xi^2} \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s \frac{\left(a \cdot a^T\right)^s}{\sigma_\xi^{2s}} .$$

Помножимо це співвідношення зліва на a^T, а з права на a:

$$a^T R_y^{-1} a = \frac{1}{\sigma_\xi^2} a^T \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s \frac{\left(a a^T\right)^s}{\sigma_\xi^{2s}} a = -\sum_{s=1}^{\infty} (-1)^s \frac{\left(a a^T\right)^s}{\sigma_\xi^{2s}} .$$

В цьому співвідношенні використаємо те, що

$$a^T \left(a \cdot a^T\right)^s a = \left(a^T \cdot a\right)^{s+1} .$$

Додавання та віднімання одиничної матриці E дозволяє отримати

$$a^T R_y^{-1} a = E - \sum_{s=0}^{\infty} (-1)^s \frac{\left(a a^T\right)^s}{\sigma_\xi^{2s}} = E - \frac{\sigma_\xi^2}{a^T a + \sigma_\xi^2 E} . \; (20)$$

Підставивши вираз (12) і враховуючи вираз (20), маємо:

$$H = E - B\left[E - \frac{\sigma_\xi^2}{a^T a + \sigma_\xi^2 E}\right] = -\left(a^T a + \sigma_\xi^2 E\right)^{-1} B^T . \; (21)$$

Позначимо $\tilde{R}_y = a^T a + \sigma_\xi^2 E$. Матриця $\tilde{R}_y$ має ранг k. За допомогою цієї матриці вираз для H може бути остаточно записано в такому виді:

$$H = \sigma_\xi^2 B \tilde{R}_y^{-1} B^T . \qquad (22)$$

Відмітимо, що формули (21) і (22) є точними, хоча вони і отримані за допомогою розкладу в ряд, в законність якого можна виявити сумнів. Покажемо це. Дійсно, помножив обидві частини формули (20) на матрицю (22) і після перетворень перейдемо до тотожності. Такий перехід від матриці R_y до матриці $\tilde{R}_y$ можна виконати і в формулі (15) для ΔZ^o. Це можна зробити за допомогою тотожності:

$$a^T \tilde{R}_y^{-1} = \tilde{R}_y^{-1} a^T . \qquad (23)$$

Для доказу тотожності (23) можна підставити в нього вираз для R_y^{-1} в вигляді ряду та виконати перетворення, аналогічні тим, що проводились для отримання формули (20). Це також можна зробити і безпосередньо. Так, помножив тотожність (23) зліва на $\tilde{R}_y$, а справа на $\tilde{R}_y^{-1}$, отримаємо $\tilde{R}_y a^T = a^T R_y$. Після заміни виразу $\tilde{R}_y$ на формулу (21), а R_y на (13), будемо мати:

$$\left(a^T \cdot a + \sigma_\xi^2 E\right) a^T = a^T \left(a \cdot a^T + \sigma_\xi^2 E\right),$$

що є очевидною тотожністю. З урахуванням співвідношення (23) величина ΔZ^o (15) може бути отримана через матрицю $\tilde{R}_y$ таким чином:

$$\Delta Z^o = B \tilde{R}_y^{-1} a^T \Delta y \, . \qquad (24)$$

В проведених обчисленнях передбачалося існування обернених матриць $\tilde{R}_y^{-1}$ і R_y^{-1}. Як видно з (20) і (6), матриці $\tilde{R}_y$ і R_y є симетричними:

$R_y^T = R_y$ і $\tilde{R}_y^T = \tilde{R}_y$. Як відомо, всі власні значення позитивно визначених симетричних матриць позитивні, і, значить, такі матриці мають обернені.

Відмітимо, що, наявність перешкоди є необхідною умовою для існування обернених матриць $\tilde{R}_y$ і R_y. При $\sigma_\xi^2 = 0$ квадратичні форми Φ_1 і Φ_2 не є позитивно визначеними , бо вони можуть обертатися до нуля при $q_i = 0$ і матриці $\tilde{R}_y^{-1}$ і R_y^{-1} можуть не існувати. В цьому випадку також існують межі виразів (22) і (24) при $\sigma_\xi^2 \to 0$, для обчислення яких необхідно провести окремі розрахунки.

Умовна функція розподілу $\rho(Z/y)$, яка визначається формулами (19), (22), (24) або (19), (12), (13), є основною кількісною характеристикою контролю. Вона містить всю інформацію про величини z_i, яку можна отримати в результаті контролю, і з неї можуть бути розраховані можливі оцінки. При використанні цих оцінок обов'язково втрачається частина інформації, яка міститься в функції розподілу $\rho(Z/y)$. Однак, введення таких оцінок є виправданим, оскільки за рахунок часткової втрати інформації досягається суттєве спрощення самих оцінок. Пояснимо це. Функція $\rho(Z/y)$ повністю визначається завданням m величин z_i^o, які надають положення центру розподілу, і матричними елементами матриці H, що описують відхилення від центру. Оскільки матриця H симетрична, то недіагональні її елементи попарно рівні. Загальна кількість елементів цієї матриці дорівнює $(m+1)/2$.

Таким чином, відхилення функції розподілу (апостеріорна область параметрів z_i) задається $m(m+1)/2$ незалежними величинами (m – дисперсій і $m(m-1)/2$ коефіцієнтів кореляції). Тому відхилення однієї функції від цих величин призводить до втрати частини інформації, яка міститься в функції $\rho(Z/y)$. Виняток складає випадок $m = 1$, тобто при $m(m+1)/2 = 1$.

Максимально повний опис апостеріорної області відхилення потребує завдання $m(m+1)/2$ незалежних величин-функцій від m дисперсій і $m(m-1)/2$ коефіцієнтів кореляції. При цьому обмежуються тільки інваріантними функціями дисперсій і кореляцій. Під інваріантною розуміємо таку функцію, яка не змінює свого значення при відмінному від початкового вибору незалежних ортонормованих величин q_j.

Висновки

Обґрунтована постановка проблеми розробки методики контролю параметрів технічних систем при переведенні їх на експлуатацію за технічним станом, яка математично описана співвідношеннями (1) – (6), і задачі розрахунку кількісних оцінок оптимальних методик контролю.

В наступних публікаціях будуть розглянуті методи розв'язання проблеми розрахунку кількісних оцінок оптимальних методик контролю параметрів технічних систем при експлуатації за станом. При цьому буде з'ясований зв'язок між різними кількісними оцінками (чутливість і точність контролю, кількість інформації, закони розподілу параметрів контролю) оптимальних методик контролю параметрів технічних систем.

Список літератури

1. *Герасимов С.В. Постановка проблеми розробки оптимальної методики контролю параметрів технічних систем при експлуатації за станом / С.В. Герасимов // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2013. – Вип. 9 (116). – 2013. – С. 7-11.*
2. *Мелещенко Ю.С. Техніка й закономірності її розвитку / Ю.С. Мелещенко. – К.: Наука, 2005. – 176 с.*
3. *Данилов А.А. Метрологическое обеспечение измерительных систем / А.А. Данилов. – Пенза: Профессионал, 2008. – 63 с.*
4. *Смирнов Н.Н. Обслуживание и ремонт авиационной техники по состоянию / Н.Н. Смирнов, А.А. Ицкевич. – М.: Транспорт, 1987. – 272 с.*
5. *Техническая эксплуатация летательных аппаратов: учеб. для ВУЗов / Н.Н. Смирнов, Н.И. Владимиров, Ж.С. Черненко и др.; под ред. Н.Н. Смирнова. – М.: Транспорт, 1990. – 423 с.*

Надійшла до редколегії 10.10.2013

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.Б. Кононов, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

РАСЧЕТ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЫХОДНОГО СИГНАЛА ОБЪЕКТА КОНТРОЛЯ ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ЕГО ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ

С.В. Герасимов

Обосновано, что решение проблемы разработки методик контроля параметров технических систем с целью определения их фактического состояния и времени следующего контроля зависит от решения задачи расчета количественных оценок оптимальной методики контроля. Показано, что для получения количественных оценок оптимальной методики контроля необходимо определить функцию распределения параметров выходного (отклика) сигнала объекта контроля. Сформулирована проблема разработки оптимальной методики контроля параметров объекта при переводе его на эксплуатацию за техническим состоянием и предложены методы ее решения.

***Ключевые слова:** методика контроля, контроль технического состояния, объект контроля.*

CALCULATION OF FUNCTION OF DISTRIBUTING OF OUTPUT SIGNAL CONTROL OBJECT AT DETERMINATION OF HIS TECHNICAL STATE

S.V. Gerasimov

It is grounded, that the decision of problem of development of methods of control of parameters of the technical systems with the purpose of determination of their actual state and time of next control depends on the decision of task of calculation of quantitative estimations of optimum method of control. It is retuned that for the receipt of quantitative estimations of optimum method of control it is necessary to define the function of distributing of parameters of output (response) signal of control object. The problem of development of optimum method of control of parameters of object is formulated during the translation of him on exploitation after the technical state and the methods of its decision are offered.

Keywords: *control method, control of the technical state, control object.*