УДК 658.26

К.Н.ТКАЧУК, В.В.КАЛИНЧИК

КОНТРОЛЬ СОСТОЯНИЯ ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ

В статье рассмотрен метод выбора интервала контроля состояния электротехнического оборудования, основанный на определении функции распределения длительности выбросов случайного процесса изменения контролируемых параметров за установленные значения и обеспечивающий опережающий контроль состояния электромеханических систем и непрерывную их защиту от аварийных режимов.

Ключевые слова: электротехническое оборудование, контроль, диагностика, электромеханические системы .

Введение. Одной из основных причин возникновения аварий электромеханических систем есть не учет влияний режимов нагрузок и качества напряжения питания, недостаточен объем информации о техническом состоянии оборудования, несвоевременное выявление и устранение дефектов, недостаточная эффективность принятой в настоящее время системы диагностики.

Анализ состояния проблемы. Число дефектов, приводящих к опасным для человека повреждениям, соответствует числу повреждений электрооборудования в эксплуатации, так как, установленные системы диагностики, не позволяет своевременно выявлять эти дефекты [1-4].

Это связано с тем, что не выполнен основной принцип построения эффективной диагностики: система диагностики должна обеспечить выявление дефектов, приводящих к повреждениям электрооборудования, на ранней стадии развития. Под ранней стадией развития дефекта следует понимать такую стадию, когда можно в плановом порядке подготовиться к ремонту оборудования по устранению дефекта или его замене.

Для разработки такой системы диагностики необходимо изучение дефектов, приводящих к повреждениям и время их развития от момента появления до повреждения.

Основной причиной появления дефектов в эксплуатации являются не расчётные эксплуатационные воздействия.

Выявление характера нерасчётного воздействия, приводящее к появлению опасного дефекта, является наиболее сложной проблемой, как в эксплуатации, так и в исследованиях

Внедрение методик и технических решений диагностирования позволит осуществлять опережающее обслуживание электромеханических систем и управление их техническим состоянием, непрерывную защиту от аварийных режимов.

Целью работы есть разработка подходов к определению оптимального интервала контроля состояния электротехнического оборудования, обеспечивающего опережающий контроль и защиту от аварийных режимов.

Изложение основного материала. Техническое решение этих задач находится в классе систем дискретного действия. При этом, одной из основных задач при проектировании таких систем есть выбор оптимального интервала контроля параметров электротехнического оборудования. Тривиальное решение задачи при выборе сколь угодно малого интервала контроля нежелательно с точки зрения функциональной перегрузки контролирующей системы. Интервал контроля должен быть выбран таким, чтобы обеспечивался минимальный объем обрабатываемой информации с надежной фиксацией возможных анормальных режимов.

Анализ существующих методов выбора интервала контроля показал, что за счет разного рода допущений и обобщений все они приводят к выбору неоправданно малых его значений.

Предлагается процедура определения интервала контроля, основанная на определении функции распределения длительности выбросов случайного процесса изменения контролируемых параметров за установленные значения.

Рассмотрим изменение параметров электромеханической системы $P(t)$ (рис.1), как гладкий случайный процесс $Y(t)$, моделью которого служит представление в виде суммы некоторого тренда $M(t)$ и гауссовского случайного процесса $x(t)$ с нулевым математическим ожиданием и автокорреляционной функцией $\sigma^2\rho(\tau)$.

Представляет интерес функция распределения длительностей выбросов случайного процесса за некоторый уровень L (заявленная или лимитируемая мощность), которая была бы наиболее точной для малых длительностей флуктуаций.

Введем в рассмотрение величину *l(t)* = *L* – *M*(*t*). Очевидно, что, если рассматривать флуктуации случайного процесса *x(t)* за уровень *l(t)*, то это будет эквивалентно рассмотрению выбросов процесса *Y(t)* за уровень *L*. В дальнейшем рассматривается именно такая модель выбросов.

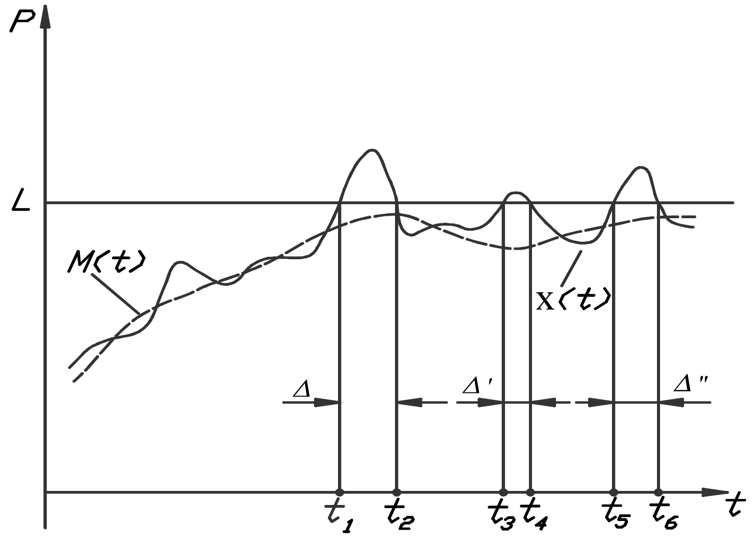

Рис.1 Процесс изменения параметров электромеханической системы

Естественно считать, что подавляющая часть энергии случайного гауссовского процесса *x(t)* заключена в спектре частот, который намного шире, чем аналогичный спектр для тренда *M(t)*, а, следовательно, и для *l(t)*. То есть для малых длительностей выбросов случайного процесса *x(t)*, уровень *l(t)* можно считать постоянным в течение таких выбросов. Следовательно, если обозначить через t_0 момент начала выброса, а через Δ – его длительность, то

$$x(t_0) = x(t_0 + \Delta) = l(t_0). \tag{1}$$

Так как *x(t)* – гладкий случайный процесс, то в окрестностях точки t_0 его можно разложить в ряд Тейлора:

$$x(t) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{x^{(j)}(t_0)}{j!}(t - t_0)^j . \tag{2}$$

Если длительность выброса небольшая, то он будет иметь параболическую форму, то есть в разложении (2) можно ограничиться, лишь тремя членами ряда. Таким образом, будем иметь:

$$x(t) = x(t_0) + \dot{x}(t_0)(t - t_0) + \frac{1}{2}\ddot{x}(t_0)(t - t_0)^2 . \tag{3}$$

Если в качестве *t* в (3) выбрать момент окончания флуктуации, то

$$x(t_0 + \Delta) = x(t_0) + \dot{x}(t_0)\Delta + \frac{1}{2}\ddot{x}(t_0)\Delta^2 .$$

Учитывая (1), получим следующее выражение для определения длительности выброса

$$\frac{1}{2}\ddot{x} \cdot \Delta^2 + \dot{x} \cdot \Delta = 0 ,$$

где $\ddot{x} = \ddot{x}(t_0)$, $\dot{x} = \dot{x}(t_0)$.

Откуда

$$\Delta = -2\frac{\dot{x}}{\ddot{x}} . \tag{4}$$

Выражение (4) имеет смысл лишь при $\ddot{x} < 0$ (так как $\dot{x} > 0$). И только в этом случае можно ограничиться лишь тремя членами разложения (2). Однако, для небольших длительностей выбросов это условие выполняется для подавляющего числа флуктуаций.

В [5] выводится следующее соотношение:

$$\begin{cases} f_s(\dot{x}) = \dfrac{f[l(t), \dot{x}]\dot{x}}{\int_0^{\infty} \dot{x} f[l(t), \dot{x}]dx} & \text{при } \dot{x} > 0 , \\ f_s(\dot{x}) = 0 & \text{при } \dot{x} < 0 , \end{cases} \tag{5}$$

где $f_s(\dot{x})$ –плотность распределения производной случайного процесса за уровень $l(t)$; $f[l(t),\dot{x}]$ – двумерная плотность распределения координаты и производной случайного процесса.

Автокорреляционную функцию случайного процесса *x(t)* можно представить в виде:

$$M\left[x(t), x(t+\tau)\right] = \sigma^2 \rho(\tau). \tag{6}$$

Так как корреляционная функция четная, то коэффициент корреляции $\rho(\tau)$ разлагается вблизи точки $\tau = 0$ в ряд Тейлора по четным степеням. Учитывая, что $\rho(0)=1$, получим:

$$\rho(\tau) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^{2i+1}}{(2i)!} \frac{d^{2i}\rho(\tau)}{d\tau^{2i}} \tau^{2i} . \tag{7}$$

Обозначив в (7) $\frac{1}{(2i)!}\frac{d^{2i}\rho(\tau)}{d\tau^{2i}} = \rho_{2i}$, получим

$$\rho(\tau) = \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{2i+1} \rho_{2i} \tau^{2i} . \tag{8}$$

Далее определим корреляционную матрицу *K*, элементами которой служат $M\left(x^{(k)}, x^{(l)}\right), (k, l = 0, \cdots, 3)$. Матрица *K* определяется путем дифференцирования (8) по τ с последующим устремлением τ к нулю. Таким образом, получим

$$K = \begin{bmatrix} K_{00} & K_{01} & K_{02} \\ & K_{11} & K_{12} \\ & & K_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M(x^2) & M(x\dot{x}) & M(x\ddot{x}) \\ & M(\dot{x}^2) & M(\dot{x}\ddot{x}) \\ & & M(\ddot{x}^2) \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & -\rho_2 \\ & \rho_2 & 0 \\ & & \rho_4 \end{bmatrix}. \tag{9}$$

Из (9) следует, что первая производная $\dot{x}$ не коррелирована ни с координатой *x*, ни со второй производной $\ddot{x}$. То есть выражение (5) примет вид:

$$\begin{cases} f_s(\dot{x}) = \dfrac{f(\dot{x})\dot{x}}{\int_0^{\infty} f(\dot{x})\dot{x}dx} & \text{при } \dot{x} > 0, \\ f_s(\dot{x}) = 0 & \text{при } \dot{x} < 0. \end{cases} \tag{10}$$

Причем, $f(\dot{x})$ можно получить согласно выражения:

$$f(\dot{x}) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, \dot{x}) dx . \tag{11}$$

Как известно [5,6], используя (9) и учитывая, что $M(x) = 0$ и $M(\dot{x}) = 0$, плотность $f(x, \dot{x})$ можно представить в виде

$$f(x, \dot{x}) = \frac{1}{2\pi\sigma^2\sqrt{\rho_2}} \exp\left[-\frac{\rho_2 x^2 + \dot{x}^2}{2\rho_2\sigma^2}\right]. \tag{12}$$

Тогда, подставляя (12) в (11) и учитывая, что $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\eta^2} d\eta = 2\int_0^{\infty} e^{-\eta^2} d\eta = \sqrt{\pi}$ получим:

$$f(\dot{x}) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi\rho_2}} \exp\left(-\frac{\dot{x}^2}{2\rho_2\sigma^2}\right). \tag{13}$$

Подставляя (13) в (10) и учитывая, что $\int_0^{\infty} \mathrm{e}^{-\eta^2} d\eta = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$ получим

$$f_s(\dot{x}) = \frac{\dot{x}}{\rho_2\sigma^2} \exp\left(-\frac{\dot{x}^2}{2\rho_2\sigma^2}\right). \tag{14}$$

Далее, аналогично (12) можно вычислить $f(x, \ddot{x})$:

$$f(x, \ddot{x}) = \frac{1}{2\pi\sigma^2\sqrt{\rho_4 - \rho_2^2}} \exp\left[-\frac{\rho_4 x^2 + 2\rho_2 x\ddot{x} + \ddot{x}^2}{2\sigma^2\left(\rho_4 - \rho_2^2\right)}\right]. \tag{15}$$

Аналогично (5) плотность распределения $f_s(\dot{x}, \ddot{x})$ можно представить в виде

$$f_s(\dot{x}, \ddot{x}) = f_s(\dot{x}) f\ddot{x} | l(t)), (\dot{x} > 0), \tag{16}$$

где

$$f\ddot{x} | l(t)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(\rho_4 - \rho_2^2)}} \exp\left[-\frac{(\ddot{x} + \rho_2 l(t))^2}{2\sigma^2(\rho_4 - \rho_2^2)}\right] \tag{17}$$

Подставляя (14) и (17) в (16), получим:

$$f_s(\dot{x}, \ddot{x}) = \frac{\dot{x}}{\sigma^2 \rho_2 \sqrt{2\pi\sigma^2(\rho_4 - \rho_2^2)}} \exp\left[-\frac{\dot{x}^2(\rho_4 - \rho_2^2) + \rho_2(\ddot{x} + \rho_2 l(t))^2}{2\sigma^2 \rho_2 (\rho_4 - \rho_2^2)}\right], \quad (\dot{x} > 0) \tag{18}$$

Зная совместную плотность распределения первой и второй производных в момент начала выброса, а также учитывая (4), можно записать

$$f_s(\dot{x}, \ddot{x}) d\dot{x} d\ddot{x} = 2 f_s\left(\dot{x}, -2\frac{\dot{x}}{\Delta}\right) \frac{\dot{x}}{\Delta^2} dx d\Delta . \tag{19}$$

Интегрируя (19) от нуля до бесконечности, получим плотность распределения длительности выбросов за уровень $l(t)$:

$$f_s(\Delta) = 2\int_0^\infty f_s\left(\dot{x}, -2\frac{\dot{x}}{\Delta}\right) \frac{\dot{x}}{\Delta^2} d\dot{x} . \tag{20}$$

Для определения функции распределения длительности выбросов $F(\overline{\Delta})$ надо проинтегрировать выражение (20) от нуля до $\overline{\Delta}$, то есть

$$F(\overline{\Delta}) = \int_0^{\overline{\Delta}} f_s(\Delta) d\Delta . \tag{21}$$

Подставляя (20) в (21), получим:

$$F(\overline{\Delta}) = 2\int_0^{\overline{\Delta}} \int_0^\infty f_s\left(\dot{x}, -2\frac{\dot{x}}{\Delta}\right) \frac{\dot{x}}{\Delta^2} d\dot{x} d\Delta . \tag{22}$$

Согласно (18), (22) будет иметь вид:

$$F(\overline{\Delta}) = A\int_0^{\overline{\Delta}} \frac{d\Delta}{\Delta^2} \int_0^\infty \dot{x}^2 \exp(-a\dot{x}^2 + b\dot{x}) d\dot{x} , \tag{23}$$

где

$$A = \frac{2\exp(-c)}{\sigma^2 \rho_2 \sqrt{2\pi\sigma^2 \nu}} ; \tag{24}$$

$$a = \frac{2\Delta^2 \nu + 4\rho_2}{\sigma^2 \Delta^2 \nu} ; \tag{25}$$

$$b = \frac{2\rho_2^2 l(t)}{\sigma^2 \Delta^2 \nu} ; \tag{26}$$

$$c = \frac{\rho_2^3 \gamma^2}{2\nu} ; \tag{27}$$

$$\nu = \rho_4 - \rho_2^2 ; \tag{28}$$

$$\gamma = \frac{l(t)}{\sigma} . \tag{29}$$

Для вычисления интеграла (24) воспользуемся формулой [7]

$$I(a, b) = \int_0^\infty \exp(-a\eta^2 + b\eta) d\eta = \sqrt{\frac{\pi}{4a}} \exp\left(\frac{b^2}{4a}\right) \operatorname{erfc}\left(-\frac{b}{\sqrt{4a}}\right), \tag{30}$$

где η - переменная интегрирования,

$\operatorname{erfc}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_u^\infty \exp(-\eta^2) d\eta$ – интеграл вероятности.

Используя (30) можно определить интеграл

$$J(a, b) = \int_0^\infty \eta^2 \exp(-a\eta^2 + b\eta) d\eta . \tag{31}$$

Для этого (31) дважды интегрируем по частям. Получаем

$$J(a,b)=\frac{1}{2}\left[\left(1+\frac{b^2}{2a}\right)I(a,b)+\frac{b}{2a}\right]. \tag{32}$$

Следовательно, выражение (23) может быть преобразовано к виду:

$$F(\overline{\Delta})=A\int_0^{\overline{\Delta}}\frac{1}{2a}\left\{\left[\sqrt{\frac{\pi}{4a}}\exp\left(\frac{b^2}{4a}\right)\operatorname{erfc}\left(-\frac{b}{\sqrt{4a}}\right)\right]\cdot\left(1+\frac{b^2}{2a}\right)+\frac{b}{2a}\right\}\frac{d\Delta}{\Delta^2}. \tag{33}$$

Обозначив в (33)

$$u=\frac{b}{\sqrt{4a}}, \tag{34}$$

получим

$$F(\overline{\Delta})=2A\int_\alpha^{\overline{\Delta}}\frac{u^3}{b^3}\left\{\left[\sqrt{\pi}\exp\left(u^2\right)\operatorname{erfc}(-u)\right]\cdot\left(1+2u^2\right)+2u\right\}\frac{d\Delta}{\Delta^2} \tag{35}$$

или

$$F(\overline{\Delta})=A_1\int_\alpha^{\overline{\Delta}}u^3\left[\sqrt{\pi}\left(1+2u^2\right)\exp\left(u^2\right)\operatorname{erfc}(-u)+2u\right]\Delta d\Delta, \tag{36}$$

где

$$A_1=\frac{2A}{(b\Delta)^3}. \tag{37}$$

Заменой переменной интегрирования (34) интеграл (36) может быть приведен к виду

$$F(\overline{\Delta})=A_2\int_\alpha^{\beta}\left[\sqrt{\pi}\left(1+2u^2\right)\exp\left(u^2\right)\operatorname{erfc}(-u)+2u\right]\ du, \tag{38}$$

где учтено, что

$$\Delta d\Delta=-\left(\frac{\gamma\rho_2^2}{\nu}\right)^2\frac{du}{u^3}; \tag{39}$$

$$A_2=\frac{4A}{(b\Delta)^3}\left(\frac{\gamma\rho_2^2}{\nu}\right)^2; \tag{40}$$

$$\alpha=\gamma\rho_2^2\sqrt{\frac{2}{\nu\left(\overline{\Delta}^2\nu+4\rho_2\right)}}; \tag{41}$$

$$\beta=\gamma\sqrt{\frac{\rho_2^3}{2\nu}}; \tag{42}$$

Далее определяем величину $\overline{\Delta}$ так, чтобы

$$F(\overline{\Delta})=\delta, \tag{43}$$

где δ – доверительная вероятность.

Так как интеграл (38) не выражается через элементарные функции, то для решения уравнения (43) необходимо применить численное интегрирование согласно следующего алгоритма.

1. Вычисляются моменты корреляционной функции ρ_2, ρ_4 и величина γ (исходные данные алгоритма).

2. Вычисляются значения ν, A_2, β по формулам (28), (27), (26), (40) и (42).

3. Задается начальный шаг интегрирования и по формуле (34) вычисляется $u(h)$, где $h=\dfrac{b}{\sqrt{4a}}$.

4. По формулам, приведенным в [7], вычисляются значения интеграла вероятности в каждой точке h

$\operatorname{erfc}(-u)=1+\operatorname{erfc}(u)$,

где

$\operatorname{erfc}(-u)\approx 1-(a_1\,\omega+a_2\,\omega+a_3\,\omega)\exp(-u^2)$;

$\omega=\dfrac{1}{1+0{,}47047u}$; $a_1=0{,}3480242$; $a_2=-0{,}0958798$; $a_3=0{,}7478556$.

5. Вычисляются значения функции

$$\varphi(u) = A_2\left[\sqrt{\pi}\,(1-u^2)\exp(u^2)\operatorname{erfc}(-u) + 2u\right]$$

в точке $u = h$.

6. По формулам, приведенным в [8], производится интегрирование (38) по алгоритму с самонастраивающимся шагом.

7. В том случае, если $\left|F\left(\overline{\Delta}\right) - \delta\right| \le \varepsilon$ вычисления прекращаются, а величина $\overline{\Delta}$, удовлетворяющая этому соотношению, принимается за расчетную величину шага дискретизации.

С физической точки зрения величина $\overline{\Delta}$, вычисленная по вышеизложенному алгоритму, определяет такую длительность выброса случайного процесса $Y(t)$ за некоторый уровень L, при которой вероятность выброса меньшей длительности равна некоторому малому числу δ. Другими словами, если на вход измерительной системы поступает дискретный сигнал $Y(t)$ с шагом дискретизации $\overline{\Delta}$, то такая система с вероятностью не ниже чем (1–δ) зафиксирует превышение $Y(t)$ уровня L. Если же шаг дискретизации системы выбрать меньшим, чем $\overline{\Delta}$, то такая система будет хорошо контролировать поведение функции $Y(t)$ при ее приближении к уровню L. Предлагаемая процедура реализована в виде алгоритма и программы.

Вывод. В работе предложен метод выбора интервала контроля состояния электротехнического оборудования, основанный на определении функции распределения длительности выбросов случайного процесса изменения контролируемых параметров за установленные значения и обеспечивающий опережающий контроль состояния электромеханических систем и непрерывную их защиту от аварийных режимов.

Литература.

1. ДСТУ 2389-94 Технічне діагностування та контроль технічного стану. 1994.
2. Каллакот Р.А. Диагностирование механического оборудования/ Каллакот Р.А. - Л.: Судостроение, 1980
3. Основы технической диагностики. В 2-х книгах. / В. В. Карибский, П. П. Пархоменко, Е. С. Согомонян, В. Ф. Халчев / Под ред. П. П. Пархоменко / Энергия. – М.: 1976. – Кн.1: Модели объектов, методы и алгоритмы диагноза. – 464 с.
4. Поляков Б.Н. Методика оценки службы деталей с использованием теории случайных величин и случайных процессов и ее применение/ Поляков Б.Н.- Вестник машиностроения. – 2007. - № 2.- С.28-34.
5. Фомин Я.А. Теория выбросов случайных процессов/ Фомин Я.А. – М.: Связь, 1980. – 216 с.
6. Линденбаум Т.М. Модели редких выбросов нагрузки тяговых сетей в задачах электроснабжения магистральных железных дорог: дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук: спец. 05.22.07 «Подвижной состав железных дорог, тяга поездов и электрификация»/ Линденбаум Т.М. – Ростов-на-Дону – 2001. – 179 с.
7. Справочник по специальным функциям/ Под ред. Абрамовица М. и Стиган И. – М.: Наука, 1979. – 704 с.
8. Форсайт Д. Машинные методы математических вычислений/ Форсайт Д., Малькольм М., Моулек К. - М.: Мир, 1981. – 280 с.

УДК 658.26

К.Н.ТКАЧУК, В.В.КАЛІНЧИК

КОНТРОЛЬ СТАНУ ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНОГО ОБЛАДНАННЯ

В статті розглянуто метод вибору інтервалу контролю стану електротехнічного обладнання, заснований на визначенні функції розподілу тривалості викидів випадкового пропроцесу зміни контрольованих параметрів за встановлені значення і забезпечує випереджаючий контроль стану електромеханічних систем і безперервний їх захист від аварійних режимів.

Ключові слова: електротехнічне обладнання, контроль, діагностика, електромеханічні системи.

K.TKACHUK, V.KALINCHYK

THE CONTROL OF THE STATE OF ELECTRO TECHNICAL EQUIPMENT

In the article the reasons of disasters' emerging in electromechanical systems are analyzed. It is shown that effective diagnostics requires recognition of damages on the early stage of their development. Implementation of methods and technical solutions in diagnostics allows providing preventive service for electromechanical systems and management of their technical state, continuous protect against malfunction. It is necessary to define optimal horizon for controlling the state of electro technical equipment, thus to provide preventive control and defense from emergency modes. In the article the method for choosing horizon for controlling the state of electro technical equipment is proposed; it is based on determination of distribution function for duration period for overshoot of random process of controlled parameters change over set value and assuring preventive control of state of electromechanical systems and their continuous protection against emergency modes.

Keywords: electro technical equipment, control, diagnostics, electromechanical systems.

1. DSTU 2389-94. Tekhnichne diagnostuvannya ta kontrol tekhnichnogo stanu.
2. Kallakot R.A. Diagnostirovaniye mekhanicheskogo oborudovaniya/ Kallakot R.A. – L.: Sudostroyeniye, 1980.
3. Osnovi tekhnicheskoyi diagnostiky. V 2-h knigakh/ V.V.Karibskiy, P.P. Parkhomenko, Ye.S. Sogomonyan, V.F.Khalchev/ Pod red. P.P. Parkhomenko/ Energiya. – M/:1976/- Kn. 1: modely obyektov, metody i algoritmy diagnoza. – 464 s.
4. Polyakov B.N. Metodika ocenky sroka sluzhby detaleyi s ispolzovaniem teoriy sluchaiynikh I sluchaiynikh procesov I yeyo primenyeniye/ Polyakov B.N.- Vestnik mashinosnroyeniya. – 2007.- № 2. – S. 28-34.
5. Fomin Ya.A. Teoriya vibrosov sluchainikh procesov/ Fomin Ya.A.- M. Svyaz, 1980.- 216 s.
6. Lindtnbaum T.M. Modeli redkikh vibrosov nagruzry tyagovikh syetyei v zadachakh elektrosnabzheniya magisralnikh zhelyeznikh dorog: dis. Na soiskaniye uchyonoi stepeny kand. tekhn. nauk: spec. 05.22.07 “Podvizhnoi sostav zheleznikh dorog, tyaga poyezdov I tltktrifikaciya”/ Lindtnbaum T.M. – Rostov-na-Donu – 2001. – 179 s.
7. Spravochnik po specialnim funkciyam/ Pod red. Abramovica M. S Stigan I. M.: Nauka, 1979. – 704 s.
8. Forsait D. Mashinniye metodi matematicheskikh vichisleniyi/ Forsait D., Malkolm M.,Moulek K. – M.: Mir, 1981. – 280 s.

УДК 621.311.003.13

В. Ф. НАХОДОВ, О. В. БОРИЧЕНКО

КОНЦЕПЦІЯ ПОБУДОВИ ІНТЕГРОВАНИХ СИСТЕМ КОНТРОЛЮ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ ЕЛЕКТРИЧНОЇ ЕНЕРГІЇ НА ВИРОБНИЧО-ГОСПОДАРСЬКИХ ОБ’ЄКТАХ

Стаття присвячена створенню методичних основ побудови інтегрованих систем контролю ефективності використання електроенергії на виробничо-господарських об’єктах, які ґрунтуються на поєднанні удосконалених методик нормування питомих витрат електричної енергії з побудовою та застосуванням удосконалених систем оперативного контролю ефективності енерговикористання.

Ключові слова: електрична енергія, контроль ефективності використання електроенергії, нормування питомих витрат електроенергії, система оперативного контролю ефективності енерговикористання, «стандарт» споживання електроенергії, інтегрована система контролю ефективності використання електричної енергії.

Вступ. Однією з необхідних умов досягнення помітних практичних результатів у сфері енергозбереження є об’єктивне, обґрунтоване вирішення завдання кількісної оцінки, контролю та аналізу ефективності використання електричної енергії для різних технологічних і виробничо-господарських об’єктів. Незважаючи на різноманітність об’єктів, енергоефективність яких необхідно контролювати та аналізувати, кількість показників, що дійсно характеризують ефективність використання електричної енергії і застосовуються у виробництві, є дуже обмеженою. Єдиним інструментом кількісної оцінки та контролю ефективності використання електричної енергії в Україні натепер є система нормування її питомих витрат. Однакнорми питомих витрат електроенергії, що встановлюються за діючими в Україні методиками, не є достатньо обґрунтованими та об’єктивними. Тому на підставі застосування таких норм не можна здійснювати якісне та дієве управління ефективністю використання електричної енергії як на