УДК 389.621.31.019.3

Щапов П.Ф., Бондаренко В.Е.

ОЦЕНКА ИНФОРМАТИВНОСТИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ПРОФИЛАКТИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ СОСТОЯНИЯ ВЫСОКОВОЛЬТНЫХ ВВОДОВ МЕТОДАМИ КОЛИЧЕСТВЕННОГО ДИСПЕРСИОННОГО АНАЛИЗА

Повышение эффективности использования результатов профилактического контроля действующего энергетического оборудования требует не только повышения надежности используемых измерительных технических средств, но и совершенствования методов обработки информации. Последнее предполагает, что многомерный (многопараметровый) контроль должен использовать наиболее информативные показатели технического состояния энергетического оборудования [1].

Проблема выбора статистически значимых моделей измерительного преобразования контролируемой физической величины в многомерный сигнал измерительной информации не только актуальна, особенно при многопараметровом контроле [2], но и важна, с точки зрения минимизации экономических потерь, вызванных созданием новых средств измерения и контроля, поскольку решение проблемы сводится к совершенствованию процедур обработки информации в рамках существующих технических средств ее получения.

Вопросом оптимального использования информационных сигналов при многомерных наблюдениях уделяется достаточно внимания особенно в задачах многопараметрового неразрушающего контроля [3]. Анализ математических мер информации достаточно подробно освещен в рамках теоретических основ информационной техники [4]. Широко, также, освещены теоретические вопросы обработки сигналов для систем управления и контроля [5]

Информационный анализ показателей контроля.

Пусть X – показатель измерительного контроля с плотностью распределения вероятностей $f(x)$, а $\Psi(\Delta У/x)$ – плотность распределения вероятностей погрешностей измерения контролируемого параметра $У$ функционально связанного с показателем X. Пусть σ_x^2 – дисперсия показателя, $\sigma_{\Delta У}^2$ – дисперсия параметра $У$ при фиксированном значении показателя x (дисперсия преобразования).

Результат измерения показателя x – это сумма действительного значения $У$ и погрешностей преобразования $\Delta У$

$$У=У+\Delta У. \tag{1}$$

Рассмотрим, в качестве модели, линейное преобразование

$$У_x=S_x \cdot x, \tag{2}$$

где S_x – чувствительность показателя к изменению контролируемого параметра.

Дисперсия результата измерения равна.

$$\sigma^2_{yx}=S^2_x \sigma^2_x+\sigma^2_{\Delta y}, \tag{3}$$

а среднее значения $m_{Yx} = S_x\, m_x$ если $m_{\Delta y} = 0$

Количество информации определяется как ожидаемая степень снижения неопределенности знаний о значении измеряемого показателя после измерения. Логарифмической мерой неопределенности является энтропия [4].

$$H = -\sum_{i=1}^{N} P_i \log P_i \, , \tag{4}$$

где N – число возможных уровней показателя x; P_i – вероятность появления i-того уровня показателя x.

Ожидаемая измерительная информация о значениях параметра $У$

$$I = H_y - H_{y/_{yx}} \, , \tag{5}$$

где H_y – энтропия параметра до измерения; $H_{y/_{y_x}}$ – энтропия параметра после измерения, когда получено конкретное значение $У_x$ (остаточная энтропия).

Если показатель X является непрерывной во времени случайной величиной, то плотность $f(y)$ параметра $У$ также непрерывна, а энтропия H_y, с учетом выражения (4), равна

$$H_y = -\sum_{i=1}^{N} f(y_i) \cdot \Delta a \cdot \log\left[f(y_i) \cdot \Delta a \right], \tag{6}$$

где Δa – аддитивная погрешность преобразования.

Переходя от суммы к интегралу, получим

$$H_y = -\int_{-\infty}^{\infty} f(y) \log f(y) dy - \log \Delta a \, . \tag{7}$$

Дискретной моделью, аналогичной выражению (4), для расчета остаточной энтропии $H_{У/Уx}$ служит уравнение

$$H_{У/Уx} = -\sum_{i=1}^{N} \sum_{i=1}^{N} P_{ij} \log P(У_i / У_j) = -\sum_{i=1}^{N} \sum_{i=1}^{N} P_{ij} \log \frac{P_{ij}}{P_j} \, , \tag{8}$$

где $P_{ij} = P_i P(У_i / У_j)$ – вероятность события, когда результат измерения равен $У_i$, в то время как в действительности имеет место $У_j$.

Переходя к интегралу, получим

$$H_{У/Уx} = -\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(y) \log \frac{f(У, У_x)}{f(У_x)} dyyd - \log \Delta a \, , \tag{9}$$

где $f(У, У_x)$ – совместная плотность распределения величин $У$ и $У_x$.

Если показатель X имеет нормальный закон распределения

$$f(x) \sim N(m_x, \sigma_x^2) \, , \tag{10}$$

чувствительность S_x – постоянна, а погрешность преобразования нормальна, с нулевым средним значением

$$\psi(\Delta У / x) \sim N(0, \sigma_y^2), \tag{11}$$

то ожидаемая измерительная информация не зависит от Δa и равна:

$$I = -\int_{-\infty}^{\infty} f(y) \log f(y) dy + \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} f(y) \log \frac{f(У, У_x)}{f(У_x)} dydx, \tag{12}$$

где

$$f(x) \sim N(S_x m_x, S_x^2 \sigma_x^2); \tag{13}$$

$$f(y, y_x) = f(y) \cdot f(y_x / x); \tag{14}$$

$$f(y_x / x) = \psi(\Delta У / x); \tag{15}$$

$$f(y_x) \sim N(S_x m_x, S_x^2 \sigma_x^2 + \sigma_y^2). \tag{16}$$

Окончательно имеем, с учетом (11), (13)-(16)

$$I = \log \sqrt{2\pi l} \cdot S_x \sigma_x - \log \frac{\sqrt{2\pi l} \cdot S_x \sigma_x \cdot \sigma_y}{\sqrt{S^2 \sigma_x^2 + \sigma_y^2}} = \log \sqrt{1 + \frac{S_x^2 \sigma_x^2}{\sigma_y^2}} \tag{17}$$

Полученное выражение показывает, что количество измерительной информации является не только возрастающей функцией средних квадратических отклонений измеряемого показателя x и погрешности преобразования $\Delta У$ [4], но и значения S_x чувствительности показателя к измеряемому параметру.

Дисперсионный анализ регрессионной модели старения. Если в ходе эксплуатации энергетического оборудования математическое ожидание контролируемого показателя X является неслучайной функцией времени t эксплуатации, то чувствительность $S_x \cdot$ будет представлять собой (для линейной модели старения изоляции) угловой коэффициент $b = S_x$.

Общий вид такой параметрической модели с учетом ее нелинейности можно представить уравнением [6]

$$X_{ji} = a + в \cdot t_j + \delta_j + Z_{ji} \tag{18}$$

где X_{ji} – результат одного из n $(i=1,\overline{n})$ измерений показателя X в момент времени t_j, $(j=1,\overline{K})$; K – количество групп из n многократных измерений; a, $в$ – параметры линейной регрессии показателя X на время эксплуатации t; δ_j – отклонение от линейности для используемой регрессии; Z_{ji} – случайный остаток, зависящий как от погрешностей измерения, так и от влияния неконтролируемых факторов.

Начальными условиями модели (18) являются:

$$M[\delta_j] = M[Z_{ji}] = 0, \quad M[\delta_j^2] = \sigma_\delta^2, \quad M[Z_{ji}] = \sigma^2 \tag{19}$$

Кроме этого все δ_j и Z_{ji} предполагаются независимыми величинами.

Модель (18) является параметрической, поскольку отклонения от линейности δ_j считают систематическими. Число многократных измерений должно быть (хотя бы для одной группы) не меньше двух ($n \geq 2$), что согласуется с правилами проведения профилактических испытаний [7], когда в течение года производят, как минимум, два измерения контролируемых показателей.

Разложение полной суммы квадратов отклонений результатов измерения X_{ji} от общего среднего $\overline{X}$ на три слагаемых

$$S = S_в + S_\delta + S_Z \tag{20}$$

позволяет проверить значимость регрессии (гипотезу H_0: $в = 0$) по отношению средних квадратов суммы $S_в$ (зависит от величины углового коэффициента $в$) и остаточной суммы S_Z (зависит от дисперсии ошибки Z_{ji}). Сумма S_δ используется обычно для проверки гипотезы о линейности регрессии, т.к. определяется величиной отклонения δ_j. Если гипотезу о линейности в расчет не принимать, то в остаточную сумму войдут отклонения δ_j и Z_{ji}.

Результаты дисперсионного анализа параметрической модели (18) представлены в таблице 1.

Таблица 1 – Результаты дисперсионного анализа параметрической модели старения изоляции

Источник изменчивости	Число степеней свободы	Сумма квадратов отклонений	Средние квадраты отклонений
Линейная регрессия	$V_1=1$	$S_в = в^2 n \sum_{j=1}^{K} (t_j - \bar{t})$	$\overline{S}_в = S_в / V_1$
Отклонение от линейности	$V_2=K-2$	$S_\delta = n \sum_{j=1}^{K} \left[\bar{x}_j - \bar{x} - в(t_j - \bar{t})\right]^2$	$\overline{S}_\delta = S_\delta / V_2$
Остаток	$V_3=K(n-1)$	$S_Z = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2$	$\overline{S}_Z = S_Z / V_3$
Сумма	$V=nK-1$	$S = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} (x_{ji} - \bar{x})^2$	—

Обозначения в таблице 1:

$$\bar{x} = \frac{1}{n \cdot K} \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} x_{ji}, \qquad \bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{ji}, \qquad \bar{t} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{n} t_j$$

Для проверки гипотезы H_0 используем критериальную статистику [6]

$$F_{V_1,(V_2+V_3)} = \frac{S_в}{(S_\delta + S_Z)/(V_2 + V_3)}, \tag{21}$$

имеющую плотность F – распределения с V_1 и ($V_2 + V_3$) степенями свободы. Если эта статистика больше, чем α – процентная точка аналогичного F – распределения, то гипотеза H_0 отвергается, что при уровне значимости α, дает основание предполагать наличие процессов старения изоляции ($в \neq 0$). Параметрическая модель старения изоляции в виде уравнения (18)позволяет не только проверить гипотезу об отсутствии процессов старения, но и дать количественную оценку интенсивности старения маслонаполненного энергетического оборудования с заданным уровнем достоверности [8].

Оценка количества информации. Выражения (17) и (21) позволяют представить количество ожидаемой измерительной информации о наличии процессов старения в виде уравнения

$$I = \log \sqrt{1 + \left(F_{1,M-2} + 1\right)\left(\frac{M-2}{M-1}\right)},$$

где M = nK; $F_{1,\text{M-2}} = F_{V_1,(V_2+V_3)}$, так как $V_1 = 1$, а $(V_2 + V_3) = nK$-2.

При этом, чувствительность S_x показателя X является угловым коэффициентом в выражении среднего квадрата отклонения $\overline{S}_B$, входящего в статистику $F_{1,(\text{M-2})}$.

Практические результаты. Для оценки информативности показателей профилактического контроля энергетического оборудования были выбраны показатели, применяемые для контроля состояния маслонаполненных высоковольтных вводов типа БМТ 110/600 с номинальным напряжением 110 кВ:

X_1 – сопротивление изоляции вывода (от последней обкладки);

X_2, X_3 – соответственно, $tg\delta$ и C_1 основной изоляции ввода;

X_4, X_5 – соответственно, $tg\delta$ и C_2 изоляции измерительного конденсатора.

В таблице 2 представлены результаты расчета параметров a, $в$ модели (18), значений статистики $F_{1,(M-2)}=F_{1,34}$ и количества измерительной информации I (в битах). Значение $M = 36$ по каждому из показателей $x_1 \div x_5$. Общее время наблюдения за процессами старения – 23 года.

Таблица 2 – Результаты расчета количества информации о процессах старения

Показатель контроля	Параметры регистрационной модели старения		Статистики $F_{1,34}$	Количество информации I (бит)
	a	$S_x = в$		
X_1	6168,4	-0,26	0,632	0,685
X_2	0,1971	$4{\cdot}10^{-5}$	48,597	2,811
X_3	374,8	0,0026	0,913	0,758
X_4	0,6822	$2{\cdot}10^{-5}$	1,861	0,959
X_5	645,2	0,0094	13,577	1,962

Из таблицы 2 видно, что наиболее информативны показатели:

X_2, – тангенс угла потерь основной изоляции ввода (I = 2,811 Бит);

X_5 – емкость C_2 измерительного конденсатора ввода (I = 1,962 Бит).

Выводы. Рассмотренная методика для оценки информативности показателей контроля позволяет рассчитывать количество информации о процессах старения для показателей не только различной физической природы, но и с различными значениями объемов М выборочных данных по каждому из этих показателей, особенно если М достаточно велики (M>30).

Литература

1. Бондаренко В.Е., Шутенко О.В. Оптимизация системы показателей качества трансформаторных масел для технического эксплуатационного контроля маслонаполненного энергетического оборудования.– Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті, 2003, №2.– С.46-50.

2. Технический контроль в машиностроении: Справочник проектировщика / Под общ. ред. В.Н. Чупырина, А.Д. Никифорова. –М.: Машиностроение, 1987. –512 с.

3. Маєвський С.М., Бабак В.П., Щербак Л.М. Основи побудови систем аналізу сигналів у неруйнівному контролі. – К.: Либідь, 1993.– 200 с.

4. Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники.– К.: «Вища школа», 1976. – 432 с.

5. Малайчук В.П. Основы теории обработки сигналов в технических системах управления и контроля. –Д.: Изд-во ДГУ, 1990. –115 с.

6. Шеффе Г. Дисперсионный анализ.– М.: Наука, 1980.– 512 с.

7. Норми випробування електрообладнання. Галузевий керівний документ. ГКД 34.20.302. – Київ, 2002.– 216 с.

8. Щапов П.Ф. Планирование профилактического контроля маслонаполненного энергетического оборудования для выявления процессов старения с заданной достоверностью принятия решений.–Электротехника и электромеханика, 2005, №3.–С.65-68.

УДК 389.621.31.019.3

Бондаренко В.О., Щапов П.Ф.

ОЦІНКА ІНФОРМАТИВНОСТІ ПОКАЗНИКІВ ПРОФІЛАКТИЧНОГО КОНТРОЛЮ СТАНУ ВИСОКОВОЛЬТНИХ ВВОДІВ МЕТОДАМИ КІЛЬКІСНОГО ДИСПЕРСІЙНОГО АНАЛІЗУ

Розглянутий метод оцінки очікуваної вимірювальної інформації про процеси старіння ізоляції високовольтних вводів при використанні результатів дисперсійного аналізу кутових коефіцієнтів лінійних моделей старіння ізоляції.