

ЩОДО ПИТАННЯ МОДЕЛЮВАННЯ ГЕНЕЗИСУ ЕЛЕКТРОТРАВМ В ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНИХ КОМПЛЕКСАХ І СИСТЕМАХ ЗАЛІЗОРУДНИХ ШАХТ

Представлено аналіз динаміки електротравматизму в залізорудній промисловості. Використано дані щодо розподілу електротравм по місяцям року, по дням тижня, годинам доби та по професійних групах робітників. Описано виробничий травматизм у рамках ймовірно-статистичних методів, використовуючи статистичні характеристики й закони розподілу окремих його показників.

Ключові слова: електротравматизм, генезис, нещасні випадки, динаміка електротравм, електробезпечність, залізорудні шахти, моделювання.

Сінчук Олег Николаевич, доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой автоматизированных электро-механических систем в промышленности и на транспорте,

ГВУЗ «Криворожский национальный университет», Украина, e-mail: speet@ukr.net.

Харитонов Александр Александрович, старший преподаватель, кафедра электроснабжения и энергетического менеджмента, ГВУЗ «Криворожский национальный университет», Украина, e-mail: Ckariton@i.ua.

Сінчук Олег Миколайович, доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри автоматизованих електромеханічних систем у промисловості та на транспорті, ДВНЗ «Криворізький національний університет», Україна.

Харитонов Олександр Олександрович, старший викладач, кафедра електропостачання та енергетичного менеджменту, ДВНЗ «Криворізький національний університет», Україна.

Sinchuk Oleg, SHEI «Krivyi Rih National University», Ukraine, e-mail: speet@ukr.net.

Kharitonov Aleksandr, SHEI «Krivyi Rih National University», Ukraine, e-mail: Ckariton@i.ua

УДК 658.562

Любимова Н. А.

ИНФОРМАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ ПРОЦЕДУР КОНТРОЛЯ ЗАГРЯЗНЯЮЩИХ ВЫБРОСОВ ЭНЕРГОЕМКИХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Рассмотрена вероятностная модель получения ожидаемой при контроле выбросов информации о превышении допустимых норм в случайном процессе загрязнения. Получено математическое выражение для расчета количества ожидаемой информации, как логарифмической функции интенсивности потока выбросов, времени наблюдения, рисков контроля первого и второго рода, а также, параметра нестационарности процесса загрязнения.

Ключевые слова: контроль, анализ, выбросы тепловых электростанций.

1. Введение

При производстве промышленной продукции крупными энергоемкими предприятиями, в том числе при выработке электроэнергии тепловыми электростанциями, генерируются отходы, загрязняющие окружающую среду. Эти отходы поступают в литосферу, атмосферу и гидросферу, вызывая их деградацию и угрожая выживанию человека и биосферы в целом. В настоящее время процессы загрязнения подвергают контролю и учету. Необходимым условием для природопользователей есть выполнение законодательных норм (ПДВ, ПДС, ...). Необходимо совершенствовать методы и улучшать качество контроля загрязнений отходами промышленных предприятий. Эти процессы — элементы технологической цепи, стабильность и точность функционирования которой определяют стационарность и статическую предсказуемость появления таких нежелательных случайных событий, как экстремальные превышения норм в виде выбросов и сбросов. Последовательность таких событий, рассматриваемая во времени наблюдения, образует поток событий, особенностью которого является случайность моментов времени, соответствующих превышениям указанных норм. Теория информации нашла широкое применение в технике связи, измерения, управления, в системах получения, обработки и передачи информационных сигналов. Использование классической теории

информации в измерительной технике позволило развить и поднять на высокий уровень информационную теорию измерений. Особенно это научное направление актуально в наши дни в области экологического контроля выбросов тепловых электростанций при выполнении, например, мониторинга атмосферы.

2. Постановка проблемы

Планирование контроля потоков выбросов (сбросов) должно учитывать не только объемы выборок результатов измерения и порядок их проведения. Главное при этом — выбор правила принятия решения на основе критерия, обеспечивающего заданную достоверность контроля, и гарантирующего минимизацию тех его рисков, которые определяют уровень экономических потерь при появлении экологических нарушений.

Математические модели такой теории, базирующиеся на количественных преобразованиях измерительных сигналов, в настоящее время нуждаются в проработке. Информационная теория контроля, где информационные преобразования носят качественный характер — практически не создана. Для разработки планов контроля загрязнений необходимо решить ряд задач: определить условия измерений, параметры вероятностных моделей объекта контроля и показатели его эффективности, максимизирующие количество получаемой информации,

минимизировать неопределенность решений и разработать статистически обоснованные планы такого контроля.

Цель статьи — показать возможности вероятностно-логического подхода к определению ожидаемой информации при планировании процедуры параметрического контроля случайных экстремальных выбросов в нестационарном, по среднему значению, процессе загрязнения.

3. Анализ литературы

Наиболее весомый вклад теории информации наблюдается в теоретических разработках по анализу и оптимизации информационно-измерительных систем [1–6], особенно в работах, посвященных их оптимальному синтезу [7, 8]. Достижения в области информационной теории измерений хорошо представлены в работах [6–11]. Работы, посвященные использованию моделей теории информации в задачах контроля — практически отсутствуют.

4. Выбор модели контроля

Преобразование первичной измерительной информации о фактическом значении контролируемого параметра в информацию вторичную, представляемую в форме логических выводов (решений), позволяет рассматривать любую систему параметрического контроля, как систему информационную.

Для определения количества информации на выходе этой системы зададимся статистической моделью критерия принятия решения о наличии (γ_1) или отсутствии (γ_0) выброса в наблюдаемом процессе $x(t)$, рассматривая измеренное значение x , как критериальную статистику. Область допустимых значений для этой статистики $\omega_0 \in (0, x_B)$, а критическая область $\bar{\omega} \in [x_B, \infty)$, x_B — норма ПДВ. Выбор решений производится в соответствии с условиями:

$$\begin{cases} \gamma_0: x \in \omega_0, \\ \gamma_1: x \in \bar{\omega}. \end{cases} \quad (1)$$

Используем для описания вероятностных свойств статистики X при наличии или отсутствии выброса, модель скачкообразных изменений математического ожидания m_x процесса $x(t)$ [12] на интервале Δt его наблюдения:

$$\begin{cases} m_x = m, \text{ если } x(t) \in \omega_0, \\ m_x = m + \Delta, \text{ если } x(t) \in \bar{\omega}, \Delta = \text{const}, \end{cases} \quad (2)$$

где Δ — параметр смещения (параметр нестационарности по математическому ожиданию).

Введем два состояния (Θ) процесса $x(t)$ на интервале Δt :

$$\begin{cases} \Theta_0: x(t) \in \omega_0, \\ \Theta_1: x(t) \in \bar{\omega}. \end{cases} \quad (3)$$

Статистика X может быть рассмотрена как сумма непрерывной центрированной $\dot{x}(\Delta t)$ и дискретной Z случайных величин:

$$x = \dot{x}(\Delta t) + Z, \quad (4)$$

где

$$Z = \begin{cases} m, \text{ если } \Theta = \Theta_0, \\ m + \Delta, \text{ если } \Theta = \Theta_1. \end{cases}$$

Пусть σ^2 дисперсия процесса $\dot{x}(t)$, неизменная для состояний Θ_0 и Θ_1 , а $f(x)$ — плотность распределения процесса на интервале Δt . Если $\sigma^2 = \text{const}$, то с учетом условий (2) и (4) процесс $x(t)$ может считаться нестационарным по математическому ожиданию.

Пусть T — время наблюдения процесса $x(t)$ в ходе контроля появлений превышения нормы x_B при кратковременных выбросах ($T \gg \Delta t$). Если поток выбросов стационарен, то параметр $H(t)$ этого потока будет постоянной величиной [12]:

$$H(t) = \lambda.$$

Если интервал Δt настолько мал, что на этом интервале может появиться не более одного выброса, а сами выбросы рассматриваются как независимые случайные события, то последовательность таких событий образует простейший (или стационарный пуассоновский) поток. Для простейшего потока событий вероятность того, что на участке времени длины T наступит ровно k событий определяется по формуле [12]:

$$P(k) = \frac{(\lambda T)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda T}. \quad (5)$$

Из выражения (5) следует, что априорные вероятности P_0 (не появления выбросов, $k = 0$) и P_1 (появления хотя бы одного выброса, $k \geq 1$) могут быть найдены по формулам:

$$P_0 = e^{-\lambda T}, \quad P_1 = 1 - e^{-\lambda T}. \quad (6)$$

5. Определение количества ожидаемой информации

Неопределенность статистики X до проведения контроля определяется дифференциальной энтропией [8, 9]:

$$h_x = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log_2 f(x) dx. \quad (7)$$

Плотность $f(x)$ — это композиция двух законов распределения [8, 9]:

$$f(x) = f(\dot{x}) * f(z),$$

где \dot{x} — заданное значение $\dot{x}(\Delta t)$, z — заданное значение Z , причем, $\dot{x} \sim \text{NORM}(0, \sigma^2)$, а плотность $f(z)$ задана как ряд распределения [10, 11]:

$$Z: \begin{array}{c|c} m & m + \Delta \\ \hline p_0 & p_1 \end{array}.$$

Нечетные центральные моменты k — того порядка дискретной случайной величины Z равны [11]:

$$\mu_k = \Delta^k p_0 p_1 (p_0 - p_1). \quad (8)$$

Из [11] следует, что распределение $f(z)$ симметрично, как и нормальный закон $f(x)$, если $p_0 = p_1 = 0,5$, поскольку все $\mu_k = 0, k = 3, 5, 7, \dots$

Остаточная дифференциальная энтропия статистики X определяется результатом контроля в виде решений γ_0 или γ_1 , соответствующих отсутствию или наличию в значении $z = Z$ скачкообразного приращения Δ [8, 9]:

$$h_{x/x_2} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, x_2) \log \frac{f(x, x_2)}{f(x_2)} dx dx_2, \quad (9)$$

где $f(x, x_2)$ — плотность вероятности совместного появления x и $x_2 = x(\Delta t) + z$.

Ожидаемое, по результатам контроля, количество информации о наличии или отсутствии случайного события (выброса) — это разности энтропий h_x и h_{x/x_2} [2, 8, 9].

$$I = h_x - h_{x/x_2}. \quad (10)$$

Если $f(x)$ — симметричное распределение (нормальное, равномерное и т. п.), то [12]:

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{\sigma_x^2}{\sigma_{x_2}^2}}. \quad (11)$$

Выражение (11) справедливо, если выполняется условие симметрии для плотности $f(z)$, т. е. $p_0 = p_1$. Найдем для этого частного случая дисперсии σ_x^2 и $\sigma_{x_2}^2$.

При независимости случайных величин z и $x(t)$, где t — момент измерения значения процесса $x(t)$:

$$\sigma_x^2 = (m - m_z)^2 p_0 + (m + \Delta - m_z)^2 p_1 + \sigma^2,$$

где $m_z = m + \Delta p_1$.

После соответствующих преобразований получили:

$$\sigma_x^2 = \Delta^2 p_0 p_1 + \sigma^2. \quad (12)$$

Для нахождения остаточной дисперсии $\sigma_{x_2}^2$ зададимся рисками α первого и β второго рода. Тогда

$$\sigma_{x_2}^2 = (m - m_{z|\gamma_0})^2 (1 - \alpha) + (m + \Delta - m_{z|\gamma_0})^2 \alpha + (m - m_{z|\gamma_1})^2 \beta + (m + \Delta - m_{z|\gamma_1})^2 (1 - \beta), \quad (13)$$

где

$$\begin{cases} m_{z|\gamma_0} = m + \Delta \alpha, \\ m_{z|\gamma_1} = m + \Delta (1 - \beta). \end{cases} \quad (14)$$

Условные математические ожидания $m_{z|\gamma_0}$ и $m_{z|\gamma_1}$ соответствуют возможным решениям γ_0 и γ_1 принимаемым в ходе контроля.

Выражение (13), после преобразований с учетом уравнений (14) примет вид:

$$\sigma_{x_2}^2 = \Delta^2 [\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)]. \quad (15)$$

Подставляя значения дисперсий σ_x^2 , $\sigma_{x_2}^2$ из (12) и (15) в уравнение (11) и учитывая величины p_0 и p_1 , в соответствии с выражениями (6), получим общее выражение для ожидаемой информации, в ходе парамет-

рического контроля выбросов за время наблюдения T процесса загрязнения:

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{e^{-\lambda T} (1 - e^{-\lambda T}) + \sigma^2 / \Delta^2}{\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)}}. \quad (16)$$

6. Выводы

1. Количество информации растет, если уменьшаются риски контроля α и β . Кроме этого, анализ подкоренного выражения показывает, что максимум количества информации I_{\max} соответствует условию $e^{-\lambda T} = 0,5$ (т. е. $p_0 = p_1$).

2. Количество информации увеличивается при уменьшении параметра нестационарности Δ (скачка математического ожидания процесса $x(t)$).

3. Естественным является прямая зависимость количества информации от дисперсии σ^2 процесса $x(t)$, т. к. при росте дисперсии увеличивается исходная энтропия h_x .

4. Количество информации минимально при безразличном контроле, когда риски контроля $\alpha = \beta = 0,5$. В этом случае знаменатель дроби подкоренного выражения (16) максимален и равен 0,5.

5. Следует отметить, что уравнение (16) является частной моделью с ограничениями вида $p_0 \equiv p_1$ и условием стационарности потока выбросов на интервале наблюдения T . Однако, эта модель вполне может быть использована для выбора оптимального, по максимуму ожидаемой контрольной информации, интервала наблюдения из условия $e^{-\lambda T} = 0,5$, откуда:

$$T = -\frac{\ln 0,5}{\lambda}. \quad (17)$$

В этом случае при неизменных σ^2 , Δ , α , β , количество информации максимально и определяется выражением:

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{0,25 + \sigma^2 / \Delta^2}{\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)}}. \quad (18)$$

6. Поскольку риски контроля α и β прямо зависят от погрешностей измерения значений процесса $x(t)$, то уменьшение этих погрешностей вызывает снижение рисков контроля и, следовательно, повышение количества ожидаемой информации.

Литература

1. Гвоздева, Т. В. Проектирование информационных систем [Текст] : учебн. пособ. / Т. В. Гвоздева, Б. А. Баллод. — Ростов н/Д: Феникс, 2009. — 508 с.
2. Волкова, В. Н. Информационные системы: учебн. пособие [Текст] / под ред. В. Н. Волковой, Б. И. Кузина. — СПб.: СПб ГТУ, 2001. — 216 с.
3. Советов, Б. Теория информационных процессов и систем [Текст] / Б. Советов, В. Дубенецкий, В. Цехановский. — М.: Академия, 2010. — 432 с.
4. Богданович, И. Автоматизированные системы контроля и учета выбросов загрязняющих веществ и парниковых газов в атмосферу [Текст] / И. Богданович // Энергетика и ТЭК. — 2010. — № 2. — С. 14–18.
5. Мельничук, С. І. Застосування ентропійних характеристик для виділення інформативних частин сигналів в автоматизованих системах діагностування та контролю [Текст] / С. І. Мельничук, М. Г. Федоршин // Методи та прилади контролю якості. — 2008. — № 21. — С. 87–90.

6. Шапов, П. Ф. Нормализация метрологически неопределенных информационных сигналов для систем измерительного контроля динамических объектов [Текст] / П. Ф. Шапов // Механика та машинобудування. — 2006. — № 1. — С. 280–286.
7. Иванов, Ю. П. Информационно-статистическая теория измерений. Методы оптимального синтеза информационно-измерительных систем, критерии оптимизации и свойства оценок [Текст] : учебн. пособ. / Ю. П. Иванов, В. Г. Никитин. — СПб.: ГУАП, 2011. — 104 с.
8. Блинков, Ю. В. Основы теории информационных процессов и систем [Текст] : учебн. пособ. / Ю. В. Блинков. — Пенза: ПГУАС, 2011. — 184 с.
9. Душин, В. К. Теоретические основы информационных процессов и систем [Текст] : учебник / В. К. Душин. — 4-е изд. — М.: Дашков и К., 2010. — 348 с.
10. Волков, В. Л. Информационно-статистическая теория измерений [Текст] / В. Л. Волков. — Н. Новгород: НГТУ, 2000. — 80 с.
11. Иванов, Ю. П. Информационно-статистическая теория измерений [Текст] / Ю. П. Иванов, Б. Л. Бирюков. — СПб.: ГУАП, 2008. — 160 с.
12. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения [Текст] : учебн. пособ. / Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. — М.: 2007. — 490 с.

ІНФОРМАЦІЙНИЙ АНАЛІЗ ПРОЦЕДУР КОНТРОЛЮ ЗАБРУДНЮЮЧИХ ВИКИДІВ ЕНЕРГОЕМНИХ ПІДПРИЄМСТВ

Розглянуто вірогіднісну модель отримання очікуваної при контролі викидів інформацію про перевищення граничних норм у випадковому процесі забруднення. Отримані для розрахунків кількості очікуваної інформації, як логарифмічної функції інтенсивності потоку викидів, часу спостереження, ризиків першого та другого роду, а також, параметру не стаціонарності процесу забруднення.

Ключові слова: контроль, аналіз, викиди теплових електростанцій.

Любимова Ніна Александровна, кандидат технічних наук, доцент, кафедра безпеки життєдіяльності, Харківський національний аграрний університет ім. В. В. Докучаєва, Україна, e-mail: office@knau.kharkov.ua; n.liubimova@mail.ru.

Любимова Ніна Олександрівна, кандидат технічних наук, доцент, кафедра безпеки життєдіяльності, Харківський національний аграрний університет ім. В. В. Докучаєва, Україна.

Lyubymova Nina, Kharkiv National Agrarian University named after V. V. Dokuchaev, Ukraine, e-mail: office@knau.kharkov.ua; n.liubimova@mail.ru

УДК 681.518.3.08:620.191.35:004

Мирошниченко И. В.

ФОРМИРОВАНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ВОЛНИСТОСТИ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ВЫЧИСЛЕНИЯ ШЕРОХОВАТОСТИ ПРОТЯЖЕННЫХ ИЗДЕЛИЙ

В работе описано использование интегрированной информационной среды, которая характеризуется учетом совокупности показателей точности измерений и метрологической надежности, что позволяет сократить сроки проектирования систем обработки экспериментальных данных. Адаптивные системы для вычисления статических параметров качества поверхности — шероховатости — позволяют формирование и динамических параметров — волнистости, в режиме «онлайн» при изготовлении протяженных изделий авиационно-космического машиностроения.

Ключевые слова: шероховатость, волнистость, унифицированный канал измерения ординат профиля шероховатости.

1. Введение

В авиационной промышленности (APRAR — Aviation-Problemagea) актуальной проблемой является разработка многофункциональных систем обработки экспериментальных данных (СОЭД-К). Контроль качества протяженных изделий APRAR должен осуществляться на всех этапах их жизненного цикла LT (LT — Life cycle Time): 1) внешнем проектировании — выработке концепции, создании математической модели (ММ), проведении научно-исследовательских работ (НИР), формировании определяющего показателя качества изделия; 2) внутреннем проектировании изделия по ТЗ, включающем технологическую подготовку производства (ТПП) — разработку СОЭД-К и оснастки для из-

готовления изделия; 3) промышленном производстве изделий, в том числе и их опытных образцов; 4) испытаниях; 5) реализации; 6) эксплуатации (включая сервис); модернизации и утилизации.

Одной из проблем в APRAR является внешнее проектирование аналого-цифровых компьютерных СОЭД-К с интегрированными пространственно-распределенными и программно-управляемыми унифицированными каналами измерения параметров шероховатости (УКИШ) протяженных объектов [1, 2], выходные сигналы $x(t)$ которых после преобразований передаются на центральный компьютер СОЭД-К для формирования базы данных ординат у шероховатости. Математическими моделями (ММ) процессов в APRAR часто являются случайные процессы $\xi(t)$ [3], при этом ММ, описывающие