

## ПОВЫШЕНИЕ ДОСТОВЕРНОСТИ КОНТРОЛЯ ДЫМОВЫХ ГАЗОВ ДЛЯ ВЫПОЛНЕНИЯ НОРМ ПРИРОДОПОЛЬЗОВАНИЯ

Д.т.н. Н. А. Любимова, Харьковский национальный технический университет сельского хозяйства им. П.Василенко

*Предлагается пересмотр и обновление традиционных схем и технологий экологического контроля с целью повышения его достоверности. Это особенно необходимо для выполнения норм природопользования Украины при вхождении в Европейскую систему.*

*Запропоновано перегляд та оновлення традиційних схем та технологій екологічного контролю з метою підвищення його вірогідності. Це особливо необхідно для виконання норм природокористування України при входженні у Європейську спільноту.*

*Such a review and update of traditional patterns and technologies of control is particularly necessary for compliance with environmental Sciences of Ukraine entering into the European system.*

**Ключевые слова:** контроль, відходи, теплеелектростанції, реконструкція, норми природокористування, законодавство, співробітництво

### Постановка проблемы

В настоящее время решение любой из многочисленных задач защиты и охраны окружающей среды от загрязнений выбросами отходов промышленных предприятий тесно связано с использованием информационно-измерительных систем (ИИС) и технологий контроля. В отличие от систем экологического мониторинга, в которых постоянное наблюдение, оценка и прогноз состояния окружающей среды дает лишь общие оценки, контроль обязательно завершается конкретными результатами и выводами. Корректность этих решений должна быть нормативно обоснована в виде задаваемых вероятностных показателей качества контроля (уровня его значимости, достоверности и вероятности ошибок) [1,2].

Информационное обеспечение любой системы контроля жестко связано с контролируемым объектом по видам и количеству информативных параметров, отражающих основные свойства объекта. При контроле процессов загрязнения окружающей природной среды количество таких физически разнородных параметров очень велико и достигает сотен и даже тысяч единиц. Это обуславливает особенности и трудности формирования вектора входных сигналов для информационно-измерительных систем экологического контроля, особенно, если речь идет о многокомпонентных процессах загрязнения, в которых контролируемые компоненты коррелированы [3].

Особые трудности в автономизации контролируемых компонентов возникают в том случае, если в структуре ИИС контроля процессов загрязнения используются неселективные датчики и связанные с ними

первичные измерительные преобразователи или же применяются методы косвенного измерения.

В настоящее время эти проблемы контроля загрязнения отходами окружающей среды теплеелектростанциями могут быть усугублены еще и проблемами перехода на новые энергоносители уже существующих технологий при реконструкции энергетических производств в условиях дефицита традиционного сырья. Соответственно необходимо изменить и обновить также устаревшие подходы и в области контроля. Таким образом, для модернизации в соответствии с существующими требованиями международного законодательства многокомпонентного контроля отходов и выполнения норм природопользования на новом современном уровне необходимо повысить и улучшить его основные характеристики: достоверность, быстродействие и уменьшение рисков и вероятности ошибок, оптимизировать основные измерительно-информационные операции и повысить экономические показатели.

### Анализ последних исследований и публикаций

Повышенная неопределенность контролируемых параметров загрязнения является одним из основных факторов, провоцирующих снижение достоверности экологического контроля. Она количественно проявляется в наличии не исключенных составляющих систематических погрешностей измерения, включая и методическую погрешность [4].

Повышение достоверности контроля состоит, прежде всего, в совершенствовании информационной технологии контроля на основе уменьшения априорной неопределенности вероятностных свойств объекта контроля. Это возможно, если планирование измерительных экспериментов по изучению процессов загрязнения будет учитывать влияние фактора времени на динамику случайных процессов. Это обеспечит адекватность вероятностной математической модели процесса загрязнения его физико-химическими особенностями изменения во времени и позволит синтезировать статистическую модель принятия решений, учитывающую ограниченность измерительной информации, полученной в ходе контроля процесса загрязнения.

Если требования по точности и адекватности вероятностной модели процесса загрязнения будут выполнены, что обеспечит эффективность информационной технологии контроля, то эффективными будут и меры по снижению неопределенности инструментальной составляющей, связанной с повышением точности средств измерений.



Рис. 1. Базовые методы повышения достоверности контроля

Повышение достоверности эквивалентно уменьшению полной вероятности ошибки контроля, поскольку эта вероятность дополняет достоверность контроля до единицы [5].

На рис. 1 представлены базовые методы повышения достоверности контроля, с учетом систематической и случайной составляющих вероятности

**Методы статистической коррекции** минимизируют средний риск контроля, как линейную функцию его ошибочных решений при  $m$ -компонентном контроле:

$$\bar{R} = \sum_{j=1}^m (q_0 c_j \cdot \alpha_j + q_1 d_j \beta_j), \quad (1)$$

где  $q_0, q_1$  – априорные вероятности «не появления» и «появления» нарушений норм предельно допустимых выбросов (ПДВ);

$c_j, d_j$  – потери, обусловленные ошибками контроля первого и второго рода;

$\alpha_j, \beta_j$  – риски контроля первого и второго рода, соответственно по каждой  $j$ -той компоненте процесса загрязнения.

Методы коррекции, минимизирующие средний риск (1) являются, теоретически оптимальными и базируются на использовании временной избыточности многократных результатов измерений значений стационарных контролируемых процессов, при условии адекватности их вероятностных моделей реальному физическому объекту.

На рис. 2 показаны виды таких методов.

ошибок контроля, причем систематическая составляющая разделена на методическую и инструментальную [5]. Взяв за основу указанную структуру базовых методов повышения достоверности контроля отдельных процессов и величин, подробнее рассмотрим преимущества и недостатки отдельных методов.

Оптимальные методы коррекции основаны на использовании статистики отношения правдоподобия [6]:

$$\Lambda = \frac{f_m(x_1, \dots, x_m / s_1)}{f_m(x_1, \dots, x_m / s_0)}, \quad (2)$$

числитель и знаменатель являются условными  $m$ -мерными функциями правдоподобия измеренных значений  $x_1, \dots, x_m$  для  $m$ -компонент для состояний  $s_1$  (объект «не в норме») и  $s_0$  (объект «в норме»).

Решения  $\gamma_1$  и  $\gamma_0$ , принимаемые системой контроля определяются условиями

$$\begin{cases} \gamma_1 : \text{если } \Lambda \geq 1, \\ \gamma_0 : \text{если } \Lambda < 1. \end{cases} \quad (3)$$

Статистическая коррекция заключается в нахождении несмещенных состоятельных и эффективных [7] оценок постоянных коэффициентов для условных функций правдоподобия отношения (2), для оптимального метода с фиксированным числом измерений.

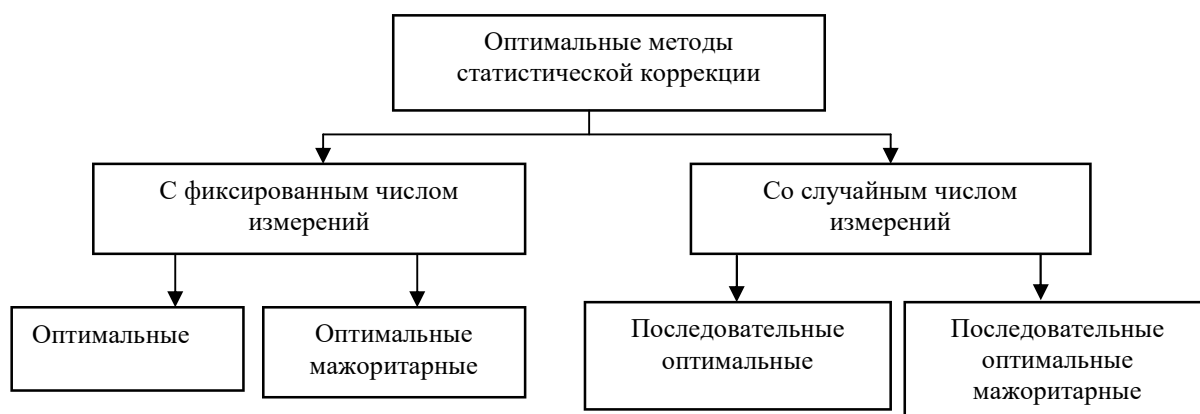


Рис. 2. Классификация методов статистической коррекции

Для мажоритарного оптимального метода коррекции производят  $n$  повторяющихся проверок и выбора для каждой из них по правилам (3). Если для большинства проверок имеется  $n_1$  решений  $\gamma_1$  и  $n_2$  решений  $\gamma_0$  ( $n_1 + n_2 = n$ ), то выбирают окончательное решение  $\gamma_1$ , если  $n_1 > n_2$ , и решение  $\gamma_0$ , если  $n_2 > n_1$ . При этом  $n$  – нечетное число.

Последовательные оптимальные методы статистической коррекции базируются на использовании критерия Вальда [8] при последовательной процедуре анализа  $m$  результатов измерений. При этом возможны не два, а три решения:

$$\begin{cases} \gamma_1 : \text{если } \Lambda \geq (1 - \beta) / \alpha, \\ \gamma_0 : \text{если } \Lambda < \beta / (1 - \alpha), \\ \gamma : \text{продолжить измерения, если} \\ (1 - \beta) / \alpha > \Lambda > \beta / (1 - \alpha). \end{cases} \quad (4)$$

Общее число измерений случайно, поскольку статистика  $\Lambda$  – случайна, причем средняя длительность контроля тем меньше, чем больше задаваемые риски контроля  $\alpha$  и  $\beta$ .

При последовательном мажоритарном методе устанавливают два целочисленных порога сравнения  $L$  ( $L < n$ ) и  $(n - L + 1)$  для числа  $\mu$  решений  $\gamma_0$ .

это решение считают окончательным, если  $\mu = L$ . В противном случае окончательным считают решение  $\gamma_1$ .

Достоинством рассмотренных оптимальных методов коррекции для решений  $\gamma_0$  или  $\gamma_1$  является возможность планирования контроля по задаваемым рискам  $\alpha$  и  $\beta$ .

Недостаток методов состоит в том, что они применимы главным образом для допускового контроля [1] при технической диагностике и контроле технического состояния сложной промышленной продукции.

К недостаткам методов статистической коррекции следует отнести и их чувствительность к нарушениям адекватности модели (2), если были неправильно оценены коэффициенты условных функций правдоподобия модели или неверно заданы их вероятностные свойства.

### Постановка задания и его решение

При организации планирования контроля потока выбросов в процессах загрязнения окружающей среды необходимо учитывать случайность моментов времени появления нарушений норм природопользования.

Появление случайных технологических нарушений провоцирует случайность выбросов. Последовательность таких событий, рассматриваемая во времени наблюдения, образует поток событий, особенностью которого является случайность моментов времени, соответствующих превышениям указанных норм [9].

В общем случае, поток событий представляет последовательность случайных точек на оси времени с разделяющими их случайными интервалами. Такой поток событий генерируется случайным процессом  $x(t)$ , который определяется изменениями во времени случайной величины  $X$  (компонента загрязнения), причем генерация любого из событий потока происходит при нарушениях стационарности процесса (по математическому ожиданию, дисперсии, спектру и т. д.).

Такие нарушения порождают дополнительную неопределенность при контроле процессов технологического загрязнения, усложняя вероятностные свойства и динамические особенности процессов.

Планирование контроля потоков выбросов должно учитывать не только объемы выборки результатов измерений, но и порядок их проведения.

Главное при этом – выбор правила принятия решений на основе критерия, обеспечивающего заданную достоверность контроля, и гарантирующего минимизацию тех его рисков, которые определяют уровень экономических потерь при появлении экологических нарушений, а также возможность использования полученных данных для предупреждения технологических нарушений.

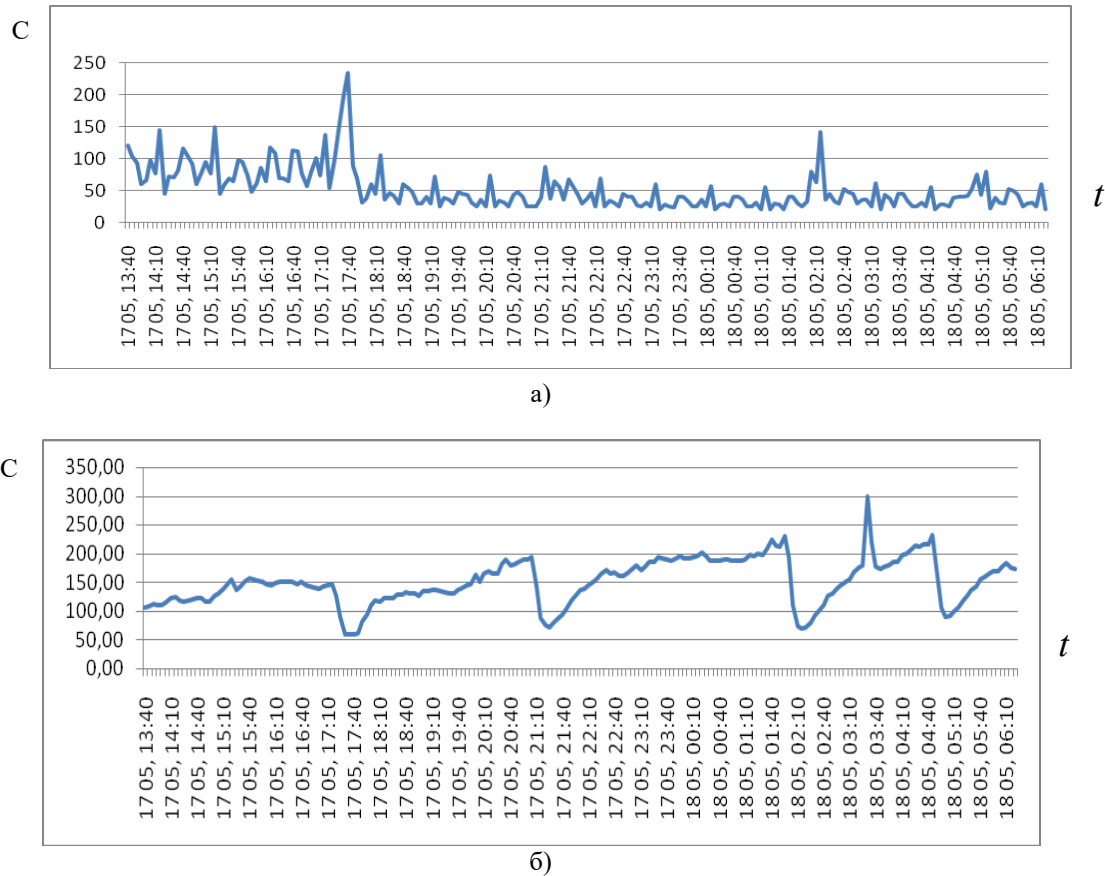


Рис. 3. Типичные реализации загрязнения атмосферы физико-химическими компонентами отходов ТЭС, С – концентрация ( $\text{мг}/\text{м}^3$ );  $t$  – время; ( а) – пыль; б) –  $\text{SO}_2$ ).

Для разработки планов контроля выбросов в процессах промышленного загрязнения необходимо решить следующие задачи:

- определить условия измерений, параметры вероятностных моделей объекта контроля и показатели эффективности контроля, максимизирующие количество получаемой в ходе контроля информации;
- разработать статистическую модель измерительного контроля количественных превышений норм (ПДВ, ПДС...) и определить параметры модели, минимизирующей неопределенность решений в ходе такого контроля;
- исследовать вероятностную модель процедуры контроля потока выбросов и разработать статистически обоснованные планы такого контроля;
- исследовать вероятностные модели корреляционной связности контролируемого процесса и разработать статистически обоснованный метод выбора интервала его дискретизации.

В данном исследовании представлены решения отдельных задач в связи с регламентом объема статьи.

Для иллюстрации сложности вероятностной структуры многокомпонентных процессов загрязнения атмосферы представлены рисунки 3 (а, б). На них изображены типичные реализации процессов воздушного загрязнения выбросами ТЭС ((рис. 3. а), б)).

Точность регистрации таких превышений норм технологического регламента определяется метрологическими свойствами средств измерительного контроля и методическими погрешностями процедур измерения в конкретных условиях измерительных экспериментов при измерении нестационарности одновременно по математическому ожиданию, спектру и закону распределения вероятностей.

Оценка стационарности и спектральных особенностей приведенных процессов загрязнения позволит уменьшить априорную неопределенность и даст возможность для усовершенствования процедуры планирования контроля.

#### Использование информационного анализа процедуры измерительного контроля экстремальных выбросов в процессах загрязнения

Измерительный контроль широко используется для установления факта «нахождение действительного значения параметра относительно его предельно допустимых значений путем измерения значений параметра» [1]. Измерение – это базовая процедура получения первичной информации о значении контролируемого параметра. Следующая по порядку процедура – это выработка решения о соответствии или несоответствии значения параметра регламентируемым нормативным требованиям [10]. 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 ( $\gamma_1$ ) или отсутствии ( $\gamma_0$ ) 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  $\bar{\omega} \in [x_B, \infty)$ , где  $x_B$  – норма ПДВ. Выбор решений производится в соответствии с условиями [11]:

$$\begin{cases} \gamma_0 : x \in \omega_0; \\ \gamma_1 : x \in \bar{\omega}. \end{cases} \quad (5)$$

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  $\Delta t$  его наблюдения

$$\begin{cases} m_x = m, & \text{если } x(t) \in \omega_0, \\ m_x = m + \Delta, & \text{если } x(t) \in \bar{\omega}, \Delta = \text{const} \end{cases} \quad (6)$$

где  $\Delta$  – параметр смещения (параметр нестационарности по математическому ожиданию).

Введем два состояния ( $\Theta$ ) процесса  $x(t)$  на интервале  $\Delta t$ :

$$\begin{cases} \Theta_0 : x(t) \in \omega_0, \\ \Theta_1 : x(t) \in \bar{\omega}. \end{cases} \quad (7)$$

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

$$x = \overset{\circ}{x}(\Delta t) + Z, \quad (8)$$

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

Пусть  $\sigma^2$  дисперсия процесса  $\overset{\circ}{x}(t)$ , неизменная для состояний  $\Theta_0$  и  $\Theta_1$ , а  $f(x)$  – плотность распределения процесса на интервале  $\Delta t$ . Если  $\sigma^2 = \text{const}$ , то с учетом условий (6) и (8) 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 [13]

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

Если интервал  $\Delta t$  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 [13]:

$$P(k) = \frac{(\lambda T)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda T} \quad (9)$$

Из выражения (9) 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 [14]:

$$\begin{aligned} P_0 &= e^{-\lambda T}, \\ P_1 &= 1 - e^{-\lambda T}. \end{aligned} \quad (10)$$

Определение количества ожидаемой информации Неопределенность статистики  $X$  до проведения контроля определяется дифференциальной энтропией [15]

$$h_x = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log_2 f(x) dx. \quad (11)$$

Плотность  $f(x)$  – это композиция двух законов распределения [16]

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

где  $\overset{\circ}{x}$  – заданное значение  $\overset{\circ}{x}(\Delta t)$ ,  $z$  – заданное значение  $Z$ , причем,  $\overset{\circ}{x} \sim \text{NORM}(0, \sigma^2)$ , а плотность  $\overset{\circ}{f}(z)$  задана как ряд распределения [17]

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

Нечетные центральные моменты  $k$ -ого порядка дискретной случайной величины  $Z$  равны [17]

$$\mu_k = \Delta^k p_0 p_1 (p_0 - p_1). \quad (12)$$

Из (8) следует, что распределение  $f(z)$  симметрично, как и нормальный закон  $f(x)$ , если  $p_0 = p_1 = 0,5$ , поскольку все  $\mu_k = 0$  для  $k = 3, 5, 7, \dots$

Остаточная дифференциальная энтропия статистики  $X$  определяется результатом контроля в виде решений  $\gamma_0$  или  $\gamma_1$ , соответствующих отсутствию или наличию в значении  $z = Z$  скачкообразного приращения  $\Delta$  [18]

$$h_{x/x_z} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, x_z) \log_2 \frac{f(x, x_z)}{f(x_z)} dx dx_z, \quad (13)$$

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

Ожидаемое, по результатам контроля, количество информации о наличии или отсутствии случайного события (выброса) – это разности энтропий  $h_x$  и  $h_{x/x_z}$  [19]

$$I = h_x - h_{x/x_z}. \quad (14)$$

Если  $f(x)$  – симметричное распределение (нормальное, равномерное и т.п.), то согласно [20]

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{\sigma_x^2}{\sigma_{x_z}^2}}. \quad (15)$$

Выражение (15) справедливо, если выполняется условие симметрии для плотности  $f(z)$ , т. е.  $p_0 = p_1$ .

Найдем для этого частного случая дисперсии  $\sigma_x^2$  и  $\sigma_{x_z}^2$ .

При независимости случайных величин  $z$  и  $x(t)$ , где  $t$  – момент измерения значения процесса  $x(t)$  [21]

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

где  $m_z = m + \Delta p_1$ .

После соответствующих преобразований получим

$$\sigma_x^2 = \Delta^2 p_0 p_1 + \sigma^2. \quad (16)$$

Для нахождения остаточной дисперсии  $\sigma_{x_z}^2$  зададимся рисками  $\alpha$  первого и  $\beta$  второго рода. Тогда

$$\sigma_{x_z}^2 = (m - m_{z|\gamma_0})^2 (1 - \alpha) + (m + \Delta - m_{z|\gamma_0})^2 \alpha + (m - m_{z|\gamma_1})^2 \beta + (m + \Delta - m_{z|\gamma_1})^2 (1 - \beta), \quad (17)$$

$$\text{где } \begin{cases} m_{z|\gamma_0} = m + \Delta \alpha, \\ m_{z|\gamma_1} = m + \Delta (1 - \beta). \end{cases} \quad (18)$$

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

Выражение (17), после преобразований с учетом уравнений (18), примет вид

$$\sigma_{x_z}^2 = \Delta^2 [\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)]. \quad (19)$$

Подставляя значения дисперсий  $\sigma_x^2$ ,  $\sigma_{x_z}^2$  из (16) и (19) в уравнение (15) и учитывая величины  $p_0$  и  $p_1$ , в соответствии с выражениями (10), получим общее выражение для ожидаемой информации в ходе параметрического контроля выбросов за время наблюдения  $T$  процесса загрязнения [14]

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{e^{-\lambda T} (1 - e^{-\lambda T}) + \sigma^2 / \Delta^2}{\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)}}. \quad (20)$$

Из выражения (20) следует [14, 19, 20]:

1. Количество информации растёт, если уменьшаются риски контроля  $\alpha$  и  $\beta$ . 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  $\Delta$  (скачка математического ожидания процесса  $x(t)$ ).

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

4. Количество информации минимально при безразличном контроле [23], когда риски контроля  $\alpha = \beta = 0,5$ . В этом случае знаменатель дроби подкоренного выражения (20) максимален и равен 0,5.

5. Следует отметить, что уравнение (20) является частной моделью с ограничениями вида  $p_0 \cong p_1$  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

$$T = -\frac{\ln_2 0,5}{\lambda}. \quad (21)$$

В этом случае при неизменных  $\sigma^2, \Delta, \alpha, \beta$ , количество информации максимально и определяется выражением [19,21-24]

$$I = \log_2 \sqrt{1 + \frac{0,25 + \sigma^2 / \Delta^2}{\alpha(1 - \alpha) + \beta(1 - \beta)}} \quad (22)$$

6. Поскольку риски контроля  $\alpha$  и  $\beta$  прямо зависят от погрешностей измерения значений процесса  $x(t)$  [5,16], то уменьшение этих погрешностей вызывает снижение рисков контроля и, следовательно, повышение количества ожидаемой информации.

#### Выводы

Проведенные экспериментальные исследования подтвердили целесообразность использования информационных моделей для повышения достоверности контроля дымовых газов теплоэлектростанций. Использование предложенной информационной модели в условиях реконструкции электростанций позволит повысить достоверность и уменьшить риски контроля и более качественно выполнять требования законодательства в области природопользования.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ:

1. ДСТУ 2389 – 94. Технічне діагностування та контроль технічного стану. Терміни та визначення. – К.: Держстандарт України. – 1994. – С. 23.
2. ДСТУ 2865 – 94. Контроль неруйнівний. Терміни та визначення. – К.: Держстандарт України. – 1995. – 52 с.
3. Промислова екологія: Навч. посіб. / С.О. Апостолук, В.С. Джигирей, А.С.Апостолук та інші // К.: Знання. – 2005. – 474 с.
4. Кісіль І.С. Метрологія, точність і надійність засобів вимірювань: [навч. посібник] / І.С. Кісіль // Ів.-Франківськ: Вид. „Факел”. – 2000. – 400 с.
5. Володарський Є.Т. Метрологічне забезпечення теорія вимірювань і контролю: Навч. посіб / Є.Т. Володарський, В.В. Кухарчук, В.О. Поджаренко, Г.Б.Сердюк// – Вінниця: Велес. – 2001. – 219 с.
6. Надежность и эффективность в технике: справочник в 10 т. / [под ред. В.И.Кузнецова и Е.Ю. Барзиловича] // М.: Машиностроение.–Т. 8 : Эксплуатация и ремонт. – 1990. – 320 с.: ил.
7. Володарський Е.Т. Статистична обробка даних: [навч. посібник] / Е.Т.Володарський, Л.О. Кошева. // К.: НАУ. – 2008. – 308 с.
8. Назаренко Л.А. Підвищення точності непрямих електричних методів вимірювання вологості при використанні метрологічно невизначених, вимірювальних сигналів [Текст] / Л.А. Назаренко, П.Ф. Шапов // Харків, Український метрологічний журнал. – 2006. – №2. – С. 54-57.

9. Montgomery D.C. Introduction to Statistical Quality Control. / D.C. Montgomery – New York: John Wiley & sons. – 2001. – P. 796.

10. Малайчук В.П. Інформаційно-вимірювальні технології неруйнівного контролю: Навч. посіб / В.П. Малайчук, О.В. Мозговий, О.М. Петренко // Дніпропетровськ: РВВ ДНУ. – 2001. – 240 с.

11. Малайчук В.П. Інформаційно-вимірювальні технології неруйнівного контролю: Навч. посіб / В.П. Малайчук, О.В. Мозговий, О.М. Петренко // Дніпропетровськ: РВВ ДНУ. – 2001. – 240 с.

12. Марікуца У. Особливості побудови програмного забезпечення системи моніторингу навколишнього середовища / У. Марікуца, Б. Березнюк, І.Фармага. Lviv Politechnic National University Snsitutional Repository <http://ena.lp.edu.ua> – 2011. – С. 31 – 34

13. Гихман И. И. Теория случайных процессов / И.И. Гихман, А.В.Скорород // М.: Книга по требованию. – 2012. – 664 с.

14. Любимова Н. А. Контроль загрязняющих выбросов энергетических предприятий с использованием информационного анализа / Н.А. Любимова // Херсон: Вісник ХНТУ. – 2014. – №3 (50). – С. 346-349.

15. Соболев В.И. Информационно-статистическая теория измерений. Измерение случайных величин и случайных векторов. Учебное пособие / В.И. Соболев // М.: МАИ. – 2006. – 664 с.

16. Лебедев А. В. Теория вероятностей и математическая статистика: учебное пособие / Л.Н. Фадеева, А. В. Лебедев, Под ред. проф. Л.Н. Фадеева// М.: Рид Групп. – 2011. – 496 с.

17. Кудряшов Б. Д. Теория информации / Б. Д. Кудряшов // СПб.: Питер. – 2009. – 322 с.

18. Душин В. К. Теоретические основы информационных процессов и систем: учебник для студ. вузов / В. К. Душин // М.: Дашков и К. – 2010. – 348 с.

19. Советов Б. Я. Информационные технологии: учебник для вузов / Б.Я.Советов, В.В. Цехановский // М.: Высш. шк. – 2005.–263 с.

20. Иванов Ю.П. Информационно-статистическая теория измерений. Методы оптимального синтеза информационно-измерительных систем, критерии оптимизации и свойства оценок: учебное пособие / Ю. П. Иванов, В.Г.Никитин // СПб.: ГУАП. – 2011. – 160 с.

21. Гвоздева Т. В. Проектирование информационных систем / Т. В.Гвоздева, Б.А. Баллод // М.: Феникс. – 2009. –512 с.

22. Иванов Ю.П. Информационно-статистическая теория измерений / Ю.П.Иванов, Б.Л. Бирюков // СПб.: ГУАП. – 2008. – 160 с.

23. Блинков Ю.В. Основы теории информационных процессов и систем: Учебное пособие. / Ю.В. Блинков // Пенза: ПГУАС. – 2011. – 184 с.

24. Box G., Luceno A. Statistical Control by Monitoring and Feedback Adjustment. – New York: John Wiley & Sons. – 1997. – 327 p.