ГИАБ. Горный информационно-аналитический бюллетень /
MIAB. Mining Informational and Analytical Bulletin, 2021;(8):70-81
ОРИГИНАЛЬНАЯ СТАТЬЯ / ORIGINAL PAPER

УДК 622.831:622.273.21(091) DOI: 10.25018/0236_1493_2021_8_0_70

ТЕОРЕТИЧЕСКОЕ ОБОСНОВАНИЕ ВОЗМОЖНОСТИ СНИЖЕНИЯ ПОТЕРЬ ИНФОРМАЦИИ ПРИ ИЗМЕРЕНИЯХ НЕПРЕРЫВНЫХ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН ПРИ НАЛИЧИИ ШУМОВ

В.В. Куприянов

НИТУ «МИСиС», Москва, Россия, e-mail: msmu_asu@mail.ru

Аннотация: В статье решается задача снижения потерь информации при измерениях непрерывных случайных физических параметров в условиях шумов методами математической теории информации. Задача является значимой для целей обработки мониторинговых данных, в частности, содержания метана в угольных шахтах при угледобыче. Выполнен анализ процесса получения информации об искомых параметрах газовыделения с помощью измерительных устройств (ИУ) содержания газа. Предложена модель для определения минимального объема получаемой информации по метану при искажениях измерений, основанная на решении оптимизационной задачи. Найдена зависимость количества этой информации о содержании метана от вероятности ошибки измерений. В результате проведенного теоретического анализа установлено, что для снижения потерь информации требуется учет скорости изменения информативности измерений метана. Показано, что оптимальный порядок контроля метана определяется специальным рядом из значений временных интервалов опроса датчиков. Определена зависимость изменения критерия дисперсии эпсилон-энтропии от расстояния до забоя в шахте. Это важно для рационального размещения датчиков метана. Теоретические выводы подтверждаются результатами численного эксперимента.

Ключевые слова: горная выработка, газовыделение, измерительная аппаратура, метан, измерение, информация, модель, интервал опроса, случайные шумы, ошибка, устройство, дисперсия эпсилон-энтропии.

Для цитирования: *Куприянов В. В.* Теоретическое обоснование возможности снижения потерь информации при измерениях непрерывных случайных величин при наличии шумов // Горный информационно-аналитический бюллетень. – 2021. – № 8. – С. 70–81. DOI: 10.25018/0236_1493_2021_8_0_70.

Theoretical justification of feasibility to reduce information loss in measurement of continuous random variables in the presence of noise

V.V. Kupriyanov

National University of Science and Technology «MISiS», Moscow, Russia,
e-mail: msmu_asu@mail.ru

© В.В. Куприянов. 2021.

Abstract: The article discusses reduction of information loss in measurement of continuous random variables in the presence of noise by the methods of mathematical theory of information. This is important for processing of monitoring data, in particular, methane content of coal mine air during coal production. The process of obtaining information about unknown parameters of gas emissions with the help of gas meters is examined. The model proposed to determine the minimum amount of methane data in case of impairment of measurements is based on the optimization problem solution. The dependence of the methane data quantity on the measurement error probability is found. The accomplished theoretical analysis has found that reduction in information loss needs taking into account the rate of change in the methane measurement information content. The optimized methane control routine is based on a special sequence of sizes of sampling intervals. The change in the criterion of dispersion of epsilon entropy versus distance to the longwall face is determined for the rational layout of methane sensors. The theoretical inferences are confirmed by numerical testing results.

Key words: roadway, gas emission, measurement instrumentation, methane, measurement, information, sampling interval, random noise, error, device, dispersion of epsilon entropy.

For citation: Kupriyanov V.V. Theoretical justification of feasibility to reduce information loss in measurement of continuous random variables in the presence of noise. *MIAB. Mining Inf. Anal. Bull.* 2021;(8):70-81. [In Russ]. DOI: 10.25018/0236_1493_2021_8_0_70.

Введение

Измерения являются процессом получения данных, используемых далее для определения значений измеряемых физических величин, то есть ищется информация о состоянии процессов, объектов. Измерения представляют собой средство получения информации, которая является первичной характеристикой любого процесса. Процесс измерений должен быть подчинен алгоритмам получения информации, а не наоборот [1]. Любое измерение зависит от влияния всевозможных помех и шумов. Все измеряемые величины, как правило, предполагаются изменяющимися случайным образом. Для получения информации на основе каких-либо измерений получаемые данные необходимо статистически обрабатывать. Анализируя известные формулы для определения информации, например, [2—6], приходим к выводу, что количество информации при каждом измерении определяется двумя характеристиками: статистическим средним и ковариационной матрицей (при нормальном законе — это первый и второй моменты), которые зависят от вида функции распределения. В [1] показано, что, если измеряемую реализацию представить в виде аддитивной суммы случайного сигнала и случайных шумов или помех с нулевым математическим ожиданием и некоторой конечной дисперсией, то измерения параметров газовоздушных ситуаций в выработках угольных шахт приводят к потере информации, что вызывает возникновение значительных погрешностей.

Традиционное решение задач измерений этих параметров в шахтах обычно сводится к размещению датчиков на некоторых расстояниях от забоя до и в период выемки угля [7—9]. Выбор интервалов опроса датчиков, как правило, осуществляется эмпирическим путем. Известны решения задачи оптимизации времени контроля нестационарных про-

цессов, сводимые к процедуре их аппроксимации сглаживающими полиномами в условиях помех [3, 5]. Однако при этом всегда появляется ошибка измерений из-за занижения степени полинома, т.к. при увеличении времени контроля требуется полином все более высокого порядка. С другой стороны, целесообразнее использовать полином все более низкого порядка, чем требует аппроксимация с той или иной ошибкой сглаживания. Кроме того, необходимо вычисление ширины полосы частот спектра стохастической составляющей измеряемого процесса. Все перечисленное приводит к достаточным затруднениям принятия инженерных решений в условиях забоев угольных шахт. В связи с этим в данной работе сделана попытка применить математическую характеристику измерительной информации для оценки ее потерь в условиях случайных шумов и их минимизации при выборе наиболее рационального порядка измерений содержания метана в забоях шахт, включая интервалы опроса и расстановку датчиков по длине выработки в период выемки угля.

Теория вопроса

Вопросы оценки информации, получаемой при измерениях содержания газа при выемке угля в шахтах в условиях шумов, сегодня являются весьма актуальными. На первый план встает разработка критериев оптимизации измерений, позволяющих оценивать дополнительные потери информации, вызываемые шумами, ошибками измерений и преобразований. Результаты исследований, полученные при решении задач общей теории систем в принципе, не могут быть распространены на случай оценки этих потерь информации в указанных условиях. Действительно, используемые методы во многом совпадают с широко известными классическими трактовками, основанными в том или ином виде на минимизации квадратичных функционалов. Получаемое решение определяется из нелинейного дифференциального уравнения Риккати, но оно не дает правильного ответа, потому что найдено при допущении существования идеальной информации и без учета влияния шумов измерений. На том основании, что для белых шумов их среднее значение равно нулю, еще нельзя утверждать о независимости вектора измерений от шумов, т.к. ничего не говорится о роли дисперсии шумов.

В этом случае может ставиться задача оптимизации измерений содержания метана в условиях случайных шумов и оценки возникающих потерь информации при наличии искажений измеряемого сигнала. Применительно к датчикам, приборам систем управления при случайных воздействиях весьма перспективно использование теории информации для решения этой задачи. Однако непосредственное применение выводов теории информации в этом случае создает определенные трудности. Поэтому при оптимизации измерений воспользуемся подходом, при котором допускается ошибка воспроизведения входного измеряемого параметра, и ее не обязательно делать достаточно малой [2, 6]. ИУ представляется в виде фильтра, через который передается информация, при этом ИУ теряет информацию. Рассмотрим соотношение между достижимой информацией и ошибкой измерений при непрерывном вероятностном представлении измеряемых величин на выходе ИУ, в качестве которого используется аппаратура контроля метана. Объектом является процесс выемки угля. На основании уравнения А.Н. Колмогорова дается обоснование процедуры выбора оптимальных интервалов опроса аппаратуры контроля метана, учитывающей скорость измене-

ния количества информации. Процедура применима для целого ряда распределений случайных измеряемых концентраций метана, которые могут быть отнесены к экспоненциальным, что доказано в данной работе с помощью критерия минимума различающей информации. В используемых датчиках метана всегда реализуются линейные характеристики «вход-выход», поэтому принимают, что содержание газа и помеха являются статистически независимыми.

Описание методов решения. Обработка данных. Обсуждение результатов

Значения измеряемого процесса газовыделения могут быть представлены множеством $X = \{x\}$, а процесс на выходе ИУ множеством $Z = \{z\}$ векторов, изменяющихся во времени непрерывно. Если для множества $\{x\}$ определена вероятностная мера $f(x)$, то для значений z_i ($i = 1, 2, \ldots, m$) при непрерывном преобразовании существуют измеримые безусловные и условные вероятности $p(x)$, $p(z)$, $p(x/z)$, $p(z/x)$ для каждого x_i. При наличии независимого случайного шума, приводящего к ошибкам в измерениях X и преобразовании $X \to Z$, ожидаемая информация согласно известному решению Шеннона будет равна [4, 6]:

$$J(Z,X) = -\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} p(x)p(z/x)\log p(x)dxdz + \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} p(x)p(x/z)\log p(x/z)dxdz \quad (1)$$

где основание логарифма в (1) и далее принято равным 2.

Минимальное значение этой информации зависит не только от параметра точности ε, определяемого уровнем искажений реализаций X, Z, но и от характера их статистической связи. Поэтому минимальное количество ожидаемой информации (1) при заданном значении ε найдем при варьировании всей совокупности z_i и $p(x/z_i)$ по всем измеримым переходным вероятностям. В результате получим:

$$J_{\min}(Z,X) = -\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} p(x)p(z/x)\log p(x)dxdz - \max\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} p(x)p(z/x)\log p(z/x)dxdz \quad (2)$$

При этом для потери информации будем иметь:

$$\overline{\varepsilon} = \int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty} \varepsilon(x,z)p(z/x)dxdz\,.$$

В частном случае, широко распространенном в практике статистических расчетов, за меру потери информации принимают критерий квадратической ошибки:

$$\varepsilon(x,z) = (x-z)^2\,. \quad (3)$$

Критерий (3) соответствует гауссовскому распределению вероятностей. При этом распределении помеха оказывает на измерения наиболее неблагоприятное влияние [6]. Будем исходить из этого наихудшего условия. Тогда ожидаемую информацию можно найти, исходя из следующих содержаний. Пусть процесс X имеет дисперсию σ_x^2. В этом случае при наличии квадратической ошибки

$$\varepsilon(Z) = \overline{Z}^2\,. \quad (4)$$

процессу Z соответствует дисперсия, равная:

$$\sigma_z^2 = \sigma_x^2 - \varepsilon\,. \quad (5)$$

Известно [10], что свертка гауссовских распределений будет также гауссовским распределением с дисперсией, равной сумме дисперсий составляющих, а условное распределение $p(z/x)$ является гауссовским с дисперсией, равной ε. Согласно (1), (2) определим минимальное количество получаемой информации $J(Z, X)$ в зависимости от ε при ограничениях на моменты второго порядка:

$$\gamma_{ij} = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} x_i x_j p(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n \,, \tag{6}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} p(x_1, x_2 \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n = 1 \,. \tag{7}$$

Решив эту задачу вариационного исчисления на условный экстремум с помощью метода множителей Лагранжа, найдем

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ p(x) p(z / x) [\log p(z / x) - \log p(x)] + \lambda_{ij} p(x) x_i x_j + \mu p(x) \right\} dx_1 \dots dx_n \tag{8}$$

Дифференцируя (8) по $p(x)$ n раз, найдем систему уравнений для вычисления $p(x_i)$ (i = 1, 2, ... , n). Определяя постоянные λ_{ij} и μ из условий выполнения ограничений (6), (7), получим для многомерных процессов X и Z гауссовские распределения с нулевыми средними значениями σ_x^2 и $\sigma_x^2 - \varepsilon$ дисперсиями и соответственно:

$$\left.\begin{aligned} p(x_1, \dots, x_n) &= (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |\gamma_{ij}|^{-\frac{1}{2}} \exp[-\frac{1}{2} \sum \gamma_{ij} x_i x_j], \\ p(z_1, \dots, z_m) &= (2\pi)^{-\frac{m}{2}} |b_{ij}|^{-\frac{1}{2}} \exp[-\frac{1}{2} \sum b_{ij} z_i z_j], \end{aligned}\right\}, \tag{9}$$

где $|\gamma_{ij}|$ — определитель ковариационной матрицы $\|\gamma_{ij}\|$; $\gamma_{ii} = \sigma_x^2$; $|b_{ij}|$ — определитель ковариационной матрицы $\|b_{ij}\|$ по условию (4) $b_{ii} = \varepsilon_{ii}^{1/2}$.

Подставляя (9) в (2), для первого двойного интеграла имеем

$$J_i = \log[(2\pi e)]^{-\frac{n}{2}} |\gamma_{ij}|^{-\frac{1}{2}} . \tag{10}$$

Для второго двойного интеграла из (2) получим

$$\max J(x / z) = \log[(2\pi e)]^{-\frac{m}{2}} + \max \frac{1}{2} \log |b_{ij}|^{-\frac{1}{2}} . \tag{11}$$

Объединяя (10), (11), придем к выражению:

$$J_{\min}(Z, X) = \log \sum\nolimits_x^{-1} - \log \sum\nolimits_z^{-1} \quad .$$

где $\sum_x = \| \gamma_{ij} \|$ и $\sum_z = \| b_{ij} \|$ — ковариационные матрицы; $\sum_x^{-1}$, $\sum_z^{-1}$ — обратные матрицы.

Из условия (4) имеем $\sum_z = (\varepsilon_{ij})^{1/2}$.

Тогда окончательно находим решение задачи оптимизации измерений при заданной точности, согласующееся с идеями Шеннона:

$$J_{\min}(Z, X) = \log \sum\nolimits_x^{-1} \quad / \varepsilon_{ij}^{1/2} . \tag{12}$$

Формула (12) позволяет найти тот минимум информации, при котором ИУ еще может обладать заданной точностью. Если на выходе ИУ оказывается меньшее количество информации, то ошибка измерений будет превышать заданную. Для одномерного распределения при $\gamma_{ii} = \sigma_x^2 = 1$ и замене ε на вероятность $p(\varepsilon)$ график функции $J_{\min}(Z, X)$ показан на рисунке.

Анализ этого графика показывает, что функция (12) является монотонной, строго выпуклой вниз функцией от $p(\varepsilon)$. В этом нетрудно убедиться, если для двух про-

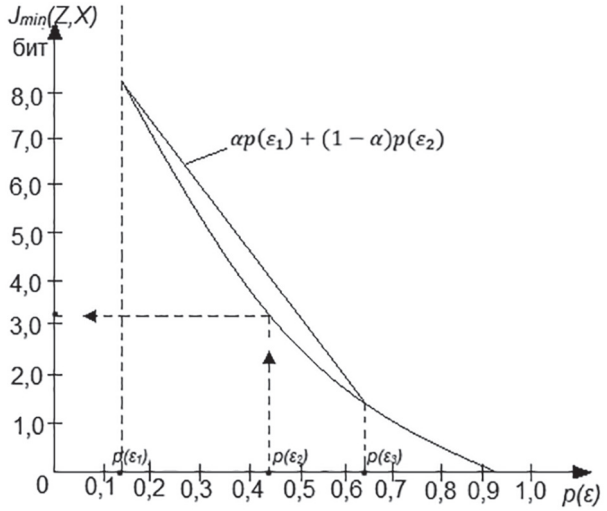

График функции $J_{min}(Z, X)$ от величины $p(\varepsilon)$
Crossplot of $J_{min}(Z, X)$ and $p(\varepsilon)$

извольных значений $p(\varepsilon_1)$ и $p(\varepsilon_2)$ найти линейную зависимость:

$$p(\varepsilon_3) = \alpha p(\varepsilon_1) + (1-\alpha)p(\varepsilon_2),\ 0 < \alpha < 1, \quad (13)$$

где α — некоторая постоянная.

График функции (12) целиком лежит ниже отрезка (13), соединяющего две ее произвольные несовпадающие точки $p(\varepsilon_1)$, $p(\varepsilon_2)$. Из рисунка следует, что при вероятности ошибки $p(\varepsilon) = 0{,}9$ теряется вся принимаемая информация, т.е. информация с ИУ не передается. Приведенные примеры наглядно подтверждают характер зависимости ошибки от функции потерь информации при измерениях, выражаемой в общем случае приближенным соотношением

$$p(\varepsilon) = 2\sigma_x^2 \exp[-J(\varepsilon)], \quad (14)$$

Эта формула проще рекомендуемых в [11, 12] для вычисления потерь информации с помощью вероятностей ошибок первого и второго рода, вызываемых искажениями на каждом цикле измерений. Сложность вычислений связана с нахождением необходимого числа случайных измерений, которое обеспечивает существенную информацию при выдвижении гипотез, определяемых вероятностями ошибок первого и второго рода. Для реальных ИУ формулирование сложных гипотез является достаточно трудоемкой задачей. Кроме того, определение среднего числа измерений параметров x_j требует формирования матрицы с элементами $\|\varepsilon_{ij}\|$ из стохастической матрицы $\|p(x_j \mid x_i)\|$, $i, j = 0, 1, \ldots, N$. При этом используется не шенноновская энтропия [4], а энтропия порядка β для случая неполных распределений вероятностей [12]:

$$H_\beta(p) = (1-\beta)^{-1} \log(\sum p_i^\beta / \sum p_i);$$
$$\sum p_i \le 1, \beta > 0, \beta \ne 1.$$

При $\beta \to 1$ это выражение сводится к энтропии Шеннона, если $\Sigma p_j = 1$, β определяет вероятность «хвостов» распределений.

В общем случае в [6] рассмотрено влияние динамики на информационные характеристики различных информационных систем. Оптимизация работы датчиков как систем информации, кроме минимизации количества информации (2) при наличии ошибок измерений,

требует еще применения рациональных порядка измерений метана и размещения датчиков по длине выработки в период выемки угля. При оперативном контроле горнотехнологических процессов кроме статистической информации (12) следует учитывать и скорость изменения информации $J(\Delta x)$, если рассматривать случайные измеряемые величины содержания газа в пределах их небольших отклонений Δx как случайный процесс с экспоненциальным распределением. Действительно, в большинстве опасных ситуаций в шахтах распределения случайных функций или величин относятся к экспоненциальным, например, отложения пыли в выработках, взрыв метановоздушной смеси описываются экспоненциальными зависимостями [7, 14]. Такими являются распределения: гауссовские, Пуассона, биномиальное, гамма, Вейбулла, полиномиальное. Исходя из этого, предполагаем, что искомое распределение выделения газа от ведения выемочных работ как случайной величины относится к экспоненциальному. Основной задачей является идентификация этого распределения в условиях неопределенности. Определение неизвестного распределения было выполнено в терминах полиномиальной теории [3, 6], согласно которой неизвестное распределение газовыделения может быть отнесено к экспоненциальному $p_э$ по критерию минимума различающей информации искомого распределения от экспоненциального распределения:

$$\min_{p^*(x)} J(p^* : p_э, x) = \sum_N p^*(x) \log \frac{p^*(x)}{p_э(x)} = \\ = \sum_{i=1}^m x_i \log x_i - \sum_{i=1}^m x_i \log p_i - N \log N ,$$

где $p^*(x)$ — неизвестное распределение выделения метана; $x = \{CH_4\}$; m — число классов экспоненциальных распределений; N — объем измерения; $p_э(x)$ — распределение, отвечающие экспоненциальному:

$$p_э(x) = \frac{N!}{\sum_{i=1}^m x_i !} \prod_{i=1}^m p_i e^{x_i} .$$

Для вычислений необходимых только операции суммирования и использования таблиц — $p \log p$ (по основанию e). На основании проведенных экспериментов в производственных условиях в рамках государственной научно-технической программы «Безопасность населения и народнохозяйственных объектов с учетом риска возникновения природных и техногенных катастроф» на шахтах шахтоуправления «Воркутауголь» было установлено, что при $m = 6$, $N = 204$ распределение содержания газа в выработке может быть отнесено к множеству экспоненциальных распределений с оценкой минимального количества информации, равной 1,37 бит, что согласуется с требованиями практических приложений к задачам эксперимента, не превышая допустимых 4 бит, и не противоречит выводам работы [7]. Поэтому считаем, что изменение измеряемой концентрации метана является случайной величиной, имеющей экспоненциальное распределение с параметром λ.

Скорость изменения информации $J(\Delta x)$ определяется временем изменения этой информации в интервале заданного допуска в 4 бит, регламентируемого Правилами безопасности для допустимой различимости контролируемых параметров, в частности, содержания метана в выработках. Этот допуск эквивалентен доверительной вероятности превышения предельных значений содержания метана в 0,025. Для этого используем основные положения теории А.Н. Колмогорова для процесса измерения содержания газа и попытаемся

выявить общую закономерность для выбора интервалов опроса датчиков, если она существует.

Пусть случайный процесс изменения содержания метана является простым марковским с пуассоновским распределением. В этом случае вероятности удовлетворяют дифференциальному уравнению Колмогорова:

$$\frac{dp_k(t)}{dt} = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) \qquad (15)$$

при начальных условиях $p_0(0) = 1$, $p_k(0) = 0$, $k \geqslant 1$; λ — параметр распределения Пуассона.

Введем функцию времени $R_k(t)$ следующим образом

$$p_k(t) = \exp[-\lambda t] R_k(t) . \qquad (16)$$

Тогда формулу (15) запишем в виде

$$\frac{dp_k(t)}{dt} = \lambda R_{k-1}(t) .$$

Отсюда находим

$$R_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} . \qquad (17)$$

Принимая за τ случайный промежуток времени между двумя значениями $J_+(\Delta z) = 2$ бит и $J_-(\Delta z) = 2$ бит, найдем закон распределения случайного времени:

$$p(\tau < t) = 1 - \exp[-\lambda t] .$$

Тогда

$$p(t) = \frac{dp(t)}{dt} = \lambda \exp[-\lambda t]$$

Интервал времени τ определим как значение первого момента этой случайной величины

$$M(\tau) = \int_0^\infty tp(t)dt = \lambda \int_0^\infty t \exp[-\lambda t]dt = 1/\lambda \qquad (18)$$

Определим параметр λ, исходя из следующих соображений. На основании (16), (17) определим значения двух соседних вероятностей:

$$p_1(t) = \exp[-\lambda t_1]\lambda t_1 , \; p_2(t) = \exp[-\lambda t_2]\frac{(\lambda t_2)^2}{2}$$

Для отношения этих значений получим

$$p_1 / p_2 = 2t_1 \exp[-\lambda(t_1 - t_2)] / \lambda t_2^2 .$$

Рассматривая достаточно близкие значения времени t_1, t_2 и полагая $t_1 \approx t_2 = t$, прологарифмируем последнее выражение. В результате найдем количество информации:

$$J(\Delta x) = \log \frac{p_1(t)}{p_2(t)} = -\log \lambda t . \qquad (19)$$

Решая это уравнение относительно параметра λ, получим

$$\lambda = \frac{2}{t} * 2^{-J(\Delta x)} .$$

Тогда среднее время попадания марковского процесса на границу ±2 бит согласно (18) будет равно:

$$M(\tau) = \frac{t}{2} * 2^{J(\Delta x)} = \frac{t}{2} * 2^4 = 8t . \qquad (20)$$

Если рассматривать случайные измеряемые величины выделения газа как дельта-коррелированные (белый гауссов шум) со спектральной плотностью N_0 и дисперсией $\sigma_x^2 = N_0 = const$, то обнаружится, что среднее время попадания этого процесса на границу составляет

$$M(\tau) = \frac{(\Delta x)^2}{N_0 \sqrt{N_0}} . \qquad (21)$$

т.е. с увеличением Δx среднее время $M(\tau)$ возрастает.

Согласно изложенному оптимальный порядок измерения случайных величин содержания метана в шахтах с помощью датчиков определяется рядом, образованным возрастающими значениями τ_i:

$$\tau_1 < \tau_2 < \ldots < \tau_k ,$$

где τ_i ($i = 1, \ldots, k$) — периоды времени, найденные согласно приведенной процедуре, что соответствует интервальному опросу датчиков метана.

Из выражения (19) находим, что при $\lambda t = 2$ информация $J(\Delta x) = 0$, а это согласно известной шенноновской трактовке схем получения информации обеспечивается одновременным измерением двух

Изменение величины критерия $D_{H_\varepsilon}(x)$ по длине выработки
Change in the criterion $D_{H_\varepsilon}(x)$ lengthwise roadway

Величина $D_{H_\varepsilon}(x)$, бит	Расстояние от забоя, м							
	10	15	20	25	30	35	40	45
В период выемки	4,56	4,77	4,92	4,90	4,85	4,63	4,65	4,59

соседних, близко расположенных значений содержания метана x_i в период выемочных работ. Этот случай соответствует простейшей схеме получения информации о содержании газа и определяет наименьший интервал опроса датчиков в 2 мин при λ = 1,1/мин. Этот же результат вытекает из (20) при $J(\Delta x)$ = 2 бит и t = 1 мин. Формула (20) при позволяет рекомендовать рациональный интервал опроса датчиков метана при выемке угля не более 8 мин. Действительно, из анализа зависимости (19) следует, что с увеличением значения t информация меняется медленнее, чем при малых значениях времени. Поэтому больший период опроса нецелесообразен из-за возрастания вероятности пропуска датчиками аномальных всплесков газовыделения, обусловленных состоянием призабойной части горного массива, а меньший интервал — из-за временного дублирования одних и тех же локальных концентраций метана (информация меняется быстрее). Это согласуется с выводами работы [7] и уточняется интервалом опроса с позиций информационных оценок. Дифференцируя выражение (19) по времени, можно найти скорость изменения информации:

$$\frac{\partial J(\Delta x)}{\partial t} = -1 / t \ln 2 . \qquad (22)$$

Формула (22) свидетельствует, что с уменьшением времени эта скорость возрастает по закону обратной гиперболы.

В ходе экспериментальных исследований обрабатывались регистрограммы содержания метана в исходящей струе выемочного участка шахты «Северная» шахтоуправления «Воркутауголь». К анализу принимались только те участки регистрограмм, где производились работы по выемке угля. Вычислялись среднее значение величины отклонения содержания метана от фонового уровня, который определялся до начала выемочных работ, и среднеквадратическое отклонение $\sigma_{\Delta c}^2$ метана от среднего значения. Время регистрации принималось равным одному часу. Все замеры велись в одной и той же точке сечения выработки на расстоянии 20 м от забоя при периодах опроса 8 и 3 мин. Ошибки измерений рассчитывались как разности между замеренными значениями содержания метана и среднечасовыми значениями. Ошибки укладывались для обоих периодов опроса в пределах 0,238. На основании результатов расчета можно принять, что ошибки измерений не меняются при разных периодах опроса датчика, который можно представить в виде системы информации первого порядка. Информационные оценки, получаемые по соотношению (19), могут быть различны при одинаковых среднеквадратических ошибках.

Для контроля газового состояния забоев угольных шахт в [13] предложен способ определения мест установки датчиков метана, согласно которому их следует размещать в местах наибольшей информативности сигналов. Эти места выделяются критерием в виде дисперсии эпсилон-энтропии измеряемого сигнала и отличаются от известных [3, 7, 14] наибольшей различимостью контролируемых параметров в условиях шумов. Этот критерий записывается в виде:

$$D_{H_\varepsilon}(x) = \frac{1}{4} \ln^2 \frac{m_x}{\sigma_n} , \qquad (23)$$

где m_x — среднее значение случайного изменения содержания метана в период выемки угля, % CH_4; σ_n — уровень помех, % CH_4.

При моделировании было выявлено, что m_x = 0,5, а σ_n изменялось от 0,05 до 0,13. Эти параметры определялись по менатонограммам с помощью интерферометра с цифровой индикацией содержания газа. В период выемки угля по длине выработки в замерных шахтах измерялось содержание газа. Первый замер производился у забоя выработки, а каждый последующий замер с последовательным удалением от него — синхронно с движением по выработке исходящей вентиляционной струи. По результатам замеров по длине выработки вычисляли изменение критерия (23). Расстояние от забоя, где значение этого критерия в период выемки угля является максимальным, определим как место установки датчиков метана и расхода воздуха. В последующих циклах выемки эти датчики сдвигались к забою так, чтобы они располагались в зоне наибольшей информативности. Результаты замеров приведены в таблице, составленной по материалам исследования.

Из таблицы видно, что наиболее информативное место в выработке находится в 20 м от забоя. Поэтому датчики метана для контроля газоопасности забоя следует поддерживать от забоя на расстоянии 15 — 30 м. Данный диапазон расстояний определен по характеристике локализованности величины дисперсии эпсилон-энтропии контролируемого содержания газа. Установка датчиков метана в 20 м от забоев выработок, регламентируемая Правилами безопасности, оказалась подтвержденной данными экспериментами на основе критерия (23). В [13] доказано, что дисперсия эпсилон-энтропии, являясь конечной величиной для непрерывного случая, инвариантна к линейному изменению координат измеряемых параметров и виду законов распределения, а следовательно, при этом потерь информации не происходит. При расчетах информационных характеристик процесса измерений использовались платформа SmartBot и возможности языка Python.

Заключение

Строго математически обосновано существование потерь информации при измерениях случайных концентраций метана в шахтах при неотъемлемом присутствии шумов в период ведения выемочных работ. Рассмотрено решение задачи оптимизации измерений при заданной точности, позволяющее определить минимальное количество информации о содержании метана при искажениях информации. Сделан вывод, что ИУ, работающие с ошибкой, должны давать на выходе минимальную информацию. Предложенная процедура рационального интервального опроса датчиков метана представляет собой эффективный инструмент в технологии мониторинга газовыделений в метанообильных шахтах, опасных по взрывам и пожарам. Возможно распространить эту процедуру на другие параметры техносферы шахт, например, пыль, горное давление, но при условии, что законы распределения этих случайных параметров могут быть отнесены к экспоненциальным, шесть классов которых приведены в статье. Найдены и проанализированы информационные оценки для датчиков метана, отличные от оценок, основанных на определении ошибок измерений в детерминированном или статистическом плане. Важной для решения задач обеспечения безопасности персонала является изложенная процедура, позволяющая уточнить места размещения датчиков содержания метана в выработках шахт.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Куприянов В. В.* Тензорные методы для построения измерительных устройств и систем / XVIII Всероссийская научная конференция «Нейрокомпьютеры и их применение». Тезисы докладов. — М.: ФГБОУ ВО МГППУ, 2020. — С. 237—238.

2. *Куприянов В. В.*, *Герасимов В. С.* Пути повышения достоверности обработки и передачи информации в автоматизированных системах информации // Восточный Европейский научный журнал. — 2016. — Т. 3. — № 14. — С. 33—37.

3. *Пфанцагль И.* Теория измерений. — М.: Мир, 1976. — 378 с.

4. *Шеннон К.* Работы по теории информации и кибернетике. — М.: ИИЛ, 1963. — 829 с.

5. *Barto A. G.* Discrete and continuous models // International Journal of General Systems. 2013, vol. 3, no. 3, pp. 163—177.

6. *Guiasu S.* Information technology with applications. New York: McGrow-Hill, 2017. 312 p.

7. *Пучков Л. А.*, *Аюров В. Д.* Синергетика горнотехнологических процессов. — М.: Изд-во МГГУ, 1997. — 264 с.

8. *Chen Z.-Y., Xiao Z.-X., Zou M.* Research on mechanism of quantity discharge of firedamp from coal drift of headwork surface reflect coal and gas outburst // International Journal of Hydrogen Energy. 2019, no. 42, pp. 395—401.

9. *Niu S.* Coal mine safety production situation and management strategy // Management and Engineering. 2018, vol. 14, pp. 70—78.

10. *Химмельблау Д.* Анализ процессов статистическими методами. — М.: Мир, 1983. — 957 с.

11. *Jaynes E. T.* Where do we stand on maximum entropy? / The maximum Entropy Formalism. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2018, pp. 15—118.

12. *Kapur J. N.* On maximum entropy complexity measures // International Journal of General Systems. 2017, vol. 9, no. 2, pp. 95—102.

13. *Куприянов В. В.*, *Баранникова И. В.* Методологические аспекты диспетчерского контроля газовоздушных ситуаций на участках шахты // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2016. — № 9. — С. 46—58.

14. *The Coalmining* History Resource Centre: [ofits. sait], URL: http://www.cmhrc.co.uk/site/disasters/ (дата обращения 30.10.2019). ГИАБ

REFERENCES

1. Kupriyanov V. V. Tenzor methods for construction measuring devices and systems. *XVIII Vserossiyskaya nauchnaya konferentsiya «Neyrokomp'yutery i ikh primenenie». Tezisy dokladov* [XVIII Russian scientific conference «Neuralcomputers and their application.» Thesis of papers], Moscow, FGBOU VO MGPPU, 2020, pp. 237—238.

2. Kupriyanov V. V., Gerasimov V. S. The ways of increase of reliability of the processing aut transmission of information in automated information systems. *East European Science Journal*. 2016, vol. 3, no. 14, pp. 33—37. [In Russ].

3. Pfanzagl I. *Teoriya izmereniy* [Theory of measurements], Moscow, Mir, 1976, 378 p.

4. Shennon C. *Raboty po teorii informatsii i kibernetike* [Works about information theory and cybernetics], Moscow, IIL, 1963, 829 p.

5. Barto A. G. Discrete and continuous models. *International Journal of General Systems*. 2013, vol. 3, no. 3, pp. 163—177.

6. Guiasu S. *Information technology with applications*. New York: McGrow-Hill, 2017. 312 p.

7. Puchkov L. A., Ayurov V. D. *Sinergetika gornotekhnologicheskikh protsessov* [Synergetics of mining technological processes], Moscow, Izd-vo MGGU, 1997, 264 p.

8. Chen Z.-Y., Xiao Z.-X., Zou M. Research on mechanism of quantity discharge of firedamp from coal drift of headwork surface reflect coal and gas outburst. *International Journal of Hydrogen Energy*. 2019, no. 42, pp. 395 — 401.

9. Niu S. Coal mine safety production situation and management strategy. *Management and Engineering*. 2018, vol. 14, pp. 70 — 78.

10. Himmelblau D. *Analiz protsessov statisticheskimi metodami* [Process analysis by statistical methods], Moscow, Mir, 1983, 957 p.

11. Jaynes E. T. Where do we stand on maximum entropy? *The maximum Entropy Formalism*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2018, pp. 15 — 118.

12. Kapur J. N. On maximum entropy complexity measures. *International Journal of General Systems*. 2017, vol. 9, no. 2, pp. 95 — 102.

13. Kupriyanov V. V., Barannikova I. V. Methodological aspects of air-gaz situations dispatching control at the areas of mine. *MIAB. Mining Inf. Anal. Bull.* 2016, no. 9, pp. 46 — 58. [In Russ].

14. *The Coalmining History Resource Centre*: [ofits. sait], available at: http://www.cmhrc.co.uk/site/disasters/ (accessed 30.10.2019).

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Куприянов Вячеслав Васильевич — д-р техн. наук, профессор,
НИТУ «МИСиС», e-mail: msmu_asu@mail.ru.

INFORMATION ABOUT THE AUTHOR

V.V. Kupriyanov, Dr. Sci. (Eng.), Professor,
National University of Science and Technology «MISiS»,
119049, Moscow, Russia, e-mail: msmu_asu@mail.ru.

Получена редакцией 28.09.2020; получена после рецензии 09.03.2021; принята к печати 10.07.2021.
Received by the editors 28.09.2020; received after the review 09.03.2021; accepted for printing 10.07.2021.

ОТ РЕДАКЦИИ

В Горном информационно-аналитическом бюллетене № 5, 2021 в статье авторов Киряевой Т.А., Опарина В.Н., Яценко Д.А. «Микро-наноструктурный анализ особенностей в строении угольного вещества в зависимости от стадий его метаморфизма» на с. 19 допущена техническая ошибка:

№ стр.	Опубликовано	Должно быть
19	При содержании C > 95% (V^{daf} = 15÷10%) наблюдается обратный процесс: уменьшение толщины углеродного слоя с 17 · 10^{-10} до 13 · 10^{-10} нм (рис. 2, 6), уменьшение объема пор в 2 раза (рис. 11) и диаметра пор почти в 4 раза с 0,2 до 0,05 мкм (рис. 12). При этом почти в 3,5 раза увеличивается диаметр углеродного слоя L_a = 13 · 10^{-10}÷45 · 10^{-10} нм.	При содержании C > 95% (V^{daf} = 15÷10%) наблюдается обратный процесс: уменьшение толщины углеродного слоя с 17 · 10^{-1} до 13 · 10^{-1} нм (рис. 2, 6), уменьшение объема пор в 2 раза (рис. 11) и диаметра пор почти в 4 раза с 0,2 до 0,05 мкм (рис. 12). При этом почти в 3,5 раза увеличивается диаметр углеродного слоя L_a = 13 · 10^{-1} ÷ 45 · 10^{-1} нм.