УДК 622.831:
622.273.
21(091)

В.В. Куприянов, И.В. Баранникова

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ДИСПЕТЧЕРСКОГО КОНТРОЛЯ ГАЗОВОЗДУШНЫХ СИТУАЦИЙ НА УЧАСТКАХ ШАХТЫ

Разработаны методологические аспекты идентификации потенциально возможных областей накопления газа и пыли на основе нахождения мест наибольшей информативности, которые характеризуются количеством контролируемых параметров. С их помощью были предложены модели измерительной информации, позволяющие оценить ее объем, необходимый для достижения требуемой точности оценки параметров мониторинга при наличии случайного шума. Основываясь на методе последовательного анализа Вальда и концепции эпсилон-энтропии А.Н. Колмогорова было введено понятие эпсилон-энтропийной дисперсии. Показано, что распределение частной эпсилон-энтропии характеризует наличие мест локализации наиболее информативных областей слоевых скоплений газа. Доказано, что эпсилон-энтропийная дисперсия для непрерывного случая имеет конечное значение и инвариантна к изменениям координат контролируемых параметров источника реакции горного массива на механические воздействия, независимо от природы их происхождения. Оценка этой величины получена для гамма-распределения, которое описывает аномальное функционирование горнодобывающих предприятий. Эта оценка позволила сформулировать правило принятия решений для расположения измерительных устройств. Все изложенные принципы являются развитием существующих методологических подходов контроля информационной безопасности по и состоянию газа в шахтах.

Ключевые слова: диспетчер, горная выработка, газовые измерения, газовыделение, гипотеза, измерительная аппаратура, информационная избыточность, контролируемый параметр, последовательный анализ, решающее правило, дисперсия эпсилон-энтропии, эпсилон-энтропия, якобиан преобразования.

Работа диспетчера (оператора вентиляции) в шахте сопряжена с большими нагрузками, поэтому важным моментом является его информационная обеспеченность по аэрогазовой обстановке на всех участках подземного объекта [2, 6]. Стремление к насыщению диспетчерского пункта многочис-

ISSN 0236-1493. Горный информационно-аналитический бюллетень. 2016. № 9. С. 46–58.
© 2016. В.В. Куприянов, И.В. Баранникова.

ленными указывающими приборами приведет к снижению эффективности принимаемых решений по обеспечению безопасности. В этих условиях следует оценить необходимое количество газоизмерительных средств, определить рациональные места их установки и интервалы опроса [1, 7–9]. Для решения этих задач воспользуемся информационным подходом [5, 10, 11, 14]. Информация является первичной характеристикой состояния любого объекта. Из этого следует, что процесс измерения как одно из средств получения информации должен подчиняться законам преобразования информации, т.е. алгоритмам ее получения, а не наоборот, как обычно считают.

Обоснование выбора количества газоизмерительных средств

Решение этой задачи рассмотрим через оценку минимально необходимого числа газовых измерений, которую можно найти методом минимизации в среднем числа измерений. Следовательно, надо минимизировать математическое ожидание числа измерений

$$\min_C M[m], \tag{1}$$

где C – произвольная стратегия измерений; m – целочисленная случайная величина.

Пусть гипотеза H_0 предполагает, что необходимо m_1 измерений, а гипотеза H_1 соответствует m_2 измерений: $m_2 < m_1$. Если принять, что α и β означают заданные значения вероятностей ошибок I-го и II-го рода по отношению к гипотезам H_0 и H_1, то условие (1) можно переписать в виде:

$$\frac{\min_C M[m]}{(\alpha, \beta)}.$$

Рассматривая статистику среднего количества информации, которая представима суммой независимых случайных величин,

$$\sum J(y_i), \tag{2}$$

где

$$J(y_i) = \log\left[\frac{p\left(\dfrac{y_i}{H_1}\right)}{p\left(\dfrac{y_i}{H_0}\right)}\right], \tag{3}$$

можно найти оптимальную решающую процедуру при условии остановки измерений и/или выбора измерительных средств в случайный момент m. Средним арифметическим случайной величины $J(y_i)$ является:

$$\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} J(y_i).$$

Тогда, применяя операцию усреднения к (2) и (3) получим:

$$M\left(\sum_i J(y_i)\right) = M(m)M(J(y_i)). \tag{4}$$

Газовые измерения сопровождаются помехами, постоянно присутствующими в регистрограммах содержания газа и вызывающими ошибку в определении необходимого числа измерений. При их учете вместо (4) имеем:

$$max\sum_i J_i(\overline{y}) = \log N \geq M(m)M\left[J_i(\overline{y})\right] \tag{5}$$

где смысл N очевиден из представления измерений в виде (y_i, ..., y_N).

Неравенство (5) приводит к увеличению числа измерений. Нами были приняты вероятности: α – вероятность отвергнуть H_0, когда она верна, и β – вероятность принять H_0, когда верна гипотеза H_1. Выберем две постоянные A и B ($0 < B < 1 < A < \infty$) такие, что при $J(\Delta y) \leq B$ прекращаем измерения и принимаем H_0. При $J(\Delta y) > A$ принимаем H_1 и продолжаем измерения. При $B \leq J(\Delta y) \leq A$ повторяем измерение той же величины. Очевидно, имеют место соотношения:

$$A \leq \frac{1-\beta}{\alpha}, B \geq \frac{\beta}{1-\alpha}.$$

Математические ожидания числа измерений соответственно гипотезам H_0 и H_1 с точностью до перехода пределов A и B равны:

$$M\left(\frac{m}{H_0}\right) = \frac{B(1-\alpha)+\alpha A}{M\left(\frac{J(y_i)}{H_0}\right)},\ M\left(\frac{m}{H_1}\right) = \frac{\beta B + A(1-\beta)}{M\left(\frac{J(y_i)}{H_i}\right)},$$

где $M(J(y_i)) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} M(J(y_i))$.

При независимых распределениях и $J(\Delta y) > 0$ среднее приращение информационной статистики можно считать постоянным, т.е. $M(J(y_i)$ const. В общем случае, когда $M(J_i)$ зависит от числа измерений, в качестве априорного распределения можно принять:

$$M\left(\frac{J_j}{H_i}\right) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} M\left(\frac{J_j}{H_i}\right);\ i = \overline{0,1};\ j = \overline{1,N},$$

если заранее вычислить $M(J_j/H_i)$ для каждого измеряемого y_j. Это возможно, поскольку значение $M(m)$ не зависит от порядка измерения величины y.

В качестве примера определения необходимого объема измерений рассмотрим газовыделение как случайный процесс с нормальным распределением $N(\Theta, \sigma^2)$, где Θ – параметр газовыделения, а σ^2 – задано. Тогда при H_0 имеем $N(\Theta_0, \sigma^2)$, а при H_1 – $N(\Theta_1, \sigma^2)$. Используя (3), найдем информационную статистику при независимых измерениях [3, 4]:

$$J_m(Y) = \log\frac{P\left(\dfrac{y_1,\cdots,y_m}{H_1}\right)}{P\left(\dfrac{y_1,\cdots,y_m}{H_0}\right)} = -\frac{1}{2\sigma^2}\left[\sum\left(y_i-\Theta_1\right)^2 - \sum\left(y_i-\Theta_0\right)^2\right] =$$

$$= \frac{\Theta_1-\Theta_0}{2\sigma^2}\left[2\sum_{i=1}^{m} y_i - m\left(\Theta_1+\Theta_0\right)\right] \qquad (6)$$

В соответствии с этим на m-м шаге итерационной процедуры при $a = log\left[\dfrac{(1-\beta)}{\alpha}\right]$, $b = log\left[\dfrac{\beta}{(1-\alpha)}\right]$ имеем:

если $\displaystyle\sum_{i=1}^{m} y_1 - \frac{m\left(\Theta_1+\Theta_0\right)}{2} \le \frac{b\sigma^2}{\left(\Theta_1-\Theta_0\right)}$,

то измерения прекращаются;

если $\displaystyle\sum_{i=1}^{m} y_1 - \frac{m\left(\Theta_1+\Theta_0\right)}{2} \ge \frac{a\sigma^2}{\left(\Theta_1-\Theta_0\right)}$,

то измерения продолжаются;

если $\displaystyle\frac{b\sigma^2}{\Theta_1-\Theta_0} < \sum_{i=1}^{m} y_i - \frac{m\left(\Theta_1-\Theta_0\right)}{2} \le \frac{a\sigma^2}{\Theta_1-\Theta_0}$,

то измерения повторяются.

Таким образом, получаем решение только в том случае, когда принимается гипотеза H_1. Во всех остальных случаях измерения малоинформативны.

Следовательно, с помощью данной методики, полученной на базе теории последовательного анализа Вальда, должны выбираться для диспетчера только те значения измеряемых пылегазовых параметров, информативность которых превышает некоторый заданный уровень. Последний определяется согласно изложенной методике. Таким образом, газоизмерительная аппаратура должна размещаться в местах информационной избыточности, что обеспечивает получение существенной информации для диспетчерского персонала.

Необходимое число измерений в виде функции от значений газовых параметров можно оценить по формуле:

$$M\left(\frac{m}{\Theta}\right)=\frac{1-\exp\left\{\beta\left[\frac{(\Theta_1+\Theta_0-2\Theta)}{(\Theta_1-\Theta_0)}\right]\right\}}{\left[(\Theta-\Theta_0)^2-(\Theta-\Theta_1)^2\right]2\sigma^2},$$

поскольку $M\left(\frac{J}{H_1}\right)=\frac{-(\Theta_1+\Theta_0)^2}{2\sigma^2}$.

Значение величин α и β рекомендуется выбирать в диапазоне [0,05÷0,30]. В таблице приведены объемы необходимых газовых измерений при нормальном режиме функционирования в зависимости от уровня помех $\sigma_п$ и допустимой ошибки, полученные согласно изложенной методике. Данные получены с учетом того, что в период технологических воздействий на призабойную часть горного массива в контролируемом параметре присутствуют как сигнал, так и помеха, создаваемая, например, конвейером, а в период отсутствия воздействия – только технологическая помеха.

Данные таблицы могут быть использованы и при проведении измерений содержания пыли в шахтном воздухе.

Определение рациональных мест установки измерительной аппаратуры

Согласно вышеизложенному, измерительная аппаратура должна размещаться в местах наибольшей информативности,

Объемы газоизмерений

Допустимая ошибка	**$\sigma_п$, % CH_4**			
	0,03	**0,05**	**0,07**	**0,10**
0,30	100	200	300	500
0,20	160	240	400	650
0,05	200	330	520	80

критерием выбора которых является наибольшая различимость состояний контролируемого параметра газовых ситуаций. Этот вывод согласуется с результатами работы [8]. Требование бесконечной точности различения непрерывного параметра или величины нереально, т.к. любое наблюдение сопровождается помехами. Поэтому точность различения должна быть ограничена некоторой величиной, зависящей от уровня помех [11].

Пусть y и y' – два любых состояния контролируемого параметра. Зададим меру их отличия в виде $p(y, y') = |y$ и $y'|$, которая позволяет определить порог ε – различимости: $p(y, y') \geq \varepsilon$.

Это условие означает различимость двух состояний контролируемой величины при ограничении на максимальное значение разности. По А.Н. Колмогорову [5], ε – энтропия определяется как минимальное количество информации, необходимое в единицу времени для обеспечения различения состояний у и y' с заданным порогом ε при распределении $p(y, y')$, т.е.

$$H_\varepsilon(y) = \min J(y', y),$$

$$\mathrm{extr}\{p(y/y')\}, \qquad (7)$$

где $p(y, y')$ – условная плотность распределения вероятностей; $J(y, y')$ информация относительно y, содержащаяся в y' на единицу времени.

Выражение (7) минимизируется при известном пороге ε путем определения экстремального распределения $p(y, y')$. $H_\varepsilon(y)$ характеризует усредненную емкость контролируемых параметров и зависит от характера статистической связи y и y'. Поэтому варьируя $p(y, y')$ при известном критерии различения, можно найти $H_\varepsilon(y)$. При нормальном режиме эксплуатации участков шахты параметры y и y' подчиняются нормальному закону распределения. Их минимальная информационная емкость определяется как:

$$H_\varepsilon(y) = \frac{1}{2}\log\frac{\sigma_y^2}{\sigma_n^2} \qquad (8)$$

где σ_y^2, σ_n^2 – дисперсии случайного параметра y и помехи его наблюдения соответственно при условии различимости $\sigma_n^2 = \varepsilon^2$.

Контроль пылегазовыделений осуществляется и в периоды аномального функционирования горных объектов, когда распределения контролируемых параметров не описываются нормальным законом. Этим законом является γ-распределение [8]. В зависимости от числа состояний контролируемой величины могут быть получены частные оценки $H_{\varepsilon ij}$, отличные от среднего значения $H_\varepsilon(y)$. Эти частные $H_{\varepsilon ij}$ определяются индивидуальностью горных выработок, в частности, такими параметрами, как вид крепления выработки и размер ее сечения, характер источника пылегазовыделения. Именно разброс величин $H_{\varepsilon ij}$ характеризует наличие мест локализации наиболее информативных областей, что эквивалентно идентификации областей слоевых скоплений газа или самой опасной части выработанного пространства, в которой формируются аварийные выделения газа и пыли (нарушение режима проветривания, разлом вмещающих пород и т.д.). Поэтому информационной характеристики в виде $H_\varepsilon(y)$ недостаточно. В этих условиях нужно ориентироваться на величину, характеризующую отклонение (разброс) частных количеств информации, содержащихся в конкретных значениях y, y', ..., около среднего значения информационной емкости контролируемого параметра. Поскольку частные $H_{\varepsilon ij}$ являются случайными величинами, то и эта величина будет случайной. Представляется целесообразным ввести новое понятие эпсилон-энтропийной дисперсии или дисперсии эпсилон-энтропии как меры отклонения/рассеивания частных ε-энтропий от среднего значения.

Если $p(y_i, y_j')$, $p(y_i)$, $p(y_j')$ – совместная и частные вероятности состояний контролируемых параметров, то величиной, характеризующей различие частных количеств информации $H_{\varepsilon ij} = \log[p(y_i, y_j')p^{-1}(y_i), p^{-1}(y_j')]$ от H_ε, является ее второй момент, который в дискретном случае определяется [12]:

$$D_{H_\varepsilon} = M\left\{\log\left[\frac{p(y_{i,}y_j')}{p(y_i)\,p(y')}\right] - H_\varepsilon(y)\right\}^2 = \left[\sum_i^n\sum_j^m p(y_i,y')\log^2\frac{p(y_{i,}y')}{p(y_i)\,p(y')}\right] - H_\varepsilon^2(y) \qquad (9)$$

где M – знак математического ожидания; $H_\varepsilon(y)$ определяется из (7).

С помощью $D_{H\varepsilon}$ можно численно оценить степень различия частных количеств информации в y, y', ... между собой, а, следовательно, по величине (9) можно характеризовать различие индивидуальных информативностей пылегазовых измерений, полученных от разных источников выделений пыли и газа.

Эпсилон-энтропийная дисперсия в непрерывном случае определяется соотношением:

$$D_{H_\varepsilon} = \iint\limits_{-\infty}^{\infty} f(y,y')\log^2 \frac{f(y,y')}{f(y)f(y')}dydy' - H_\varepsilon^2(y),$$

где $f(\ldots)$ – соответствующая функция распределения.

Отметим, что $H_\varepsilon(y)$, $D_{H\varepsilon}$ являются конечными величинами для непрерывного случая, тогда как энтропия Шеннона стремится к бесконечности при неограниченном уменьшении шага квантования. Важным свойством $D_{H\varepsilon}$ является ее неизменность при линейном изменении координат, т.е. $D_{H\varepsilon}$ определяется только свойствами контролируемого параметра. Другими словами, при изменении масштаба величина $D_{H\varepsilon}$ остается постоянной, т.е. не изменяется распределение вероятностей, а следовательно, не меняется неопределенность. Это существенный момент, т.к. дифференциальная $H(y)$ изменяется при вариациях координат.

Покажем неизменность $D_{H\varepsilon}$. Пусть y, y' – n-мерные векторы. Тогда, в новых координатах z, z' $D_{H\varepsilon}$ будет определяться как

$$\begin{gathered} D_{H_\varepsilon}(z) = \iint\limits_{-\infty}^{\infty} f(z,z')\log^2 \frac{f(z,z')}{f(z)f(z')}dzdz' - \\ -\left(\inf \iint\limits_{-\infty}^{\infty} f(z,z') * \log\frac{f(z,z')}{f(z)f(z')}dzdz'\right)^2 \end{gathered} . \tag{10}$$

Запись в одинаковой форме эпсилон-энтропийных дисперсий величин y и z означает, что сопоставляются информативности соответствующих распределений. Между плотностями распределения вероятностей существует связь:

$$\begin{cases} f(z,z') = f(y,y')\,\Im\left(\dfrac{y,y'}{z,z'}\right) = f(y,y')\dfrac{d(y,y')}{d(z,z')}; \\ f(z) = f(y)\,\Im\left(\dfrac{y}{z}\right) = f(y)\dfrac{dy}{dz}; \\ f(z')\,\Im\left(\dfrac{y'}{z'}\right) = f(y')\dfrac{dy'}{dz'}; \end{cases} \tag{11}$$

где $\Im(\bullet)$ – якобиан преобразования координат.

На основании (10), (11) при учете условия

$\iint_{-\infty}^{\infty} f(y,y')\,dydy' = 1$ можно записать:

$$D_{H_\varepsilon}(z) = D_{H_\varepsilon}(y) - 2H_\varepsilon(y)\,\log\left\{\Im\left(\frac{y,y'}{z,z'}\right)\left[\Im\left(\frac{y}{z}\right)\Im\left(\frac{y'}{z'}\right)\right]^{-1}\right\} \quad (12)$$

Полагая, что $\Im\left(\frac{y,y'}{z,z'}\right) = \Im\left(\frac{y}{z}\right)\Im\left(\frac{y'}{z'}\right)$, то из (12) имеем

$$D_{\text{H}\varepsilon}(z) = D_{\text{H}\varepsilon}(y). \quad (13)$$

Выражение (13) является условием поддержания инвариантности наиболее информативных мест контроля к изменению координат источника образования контролируемых параметров. Покажем это.

Из (12) следует, что новое значение дисперсии информации отличается от исходного на среднюю величину логарифма якобианов преобразования. В геометрическом смысле для непрерывного случайного ансамбля $D_{\text{H}\varepsilon}$ является мерой рассеивания частных количеств информации относительно некоторого стандарта – заданной системы координат, в которой каждому элементу $dy_1, \ldots, dy_n$ придается одинаковый вес. В новой системе координат одинаковый вес придается равным элементам объема $dz_1, \ldots, dz_n$. Если якобианы являются константами, то зависимость от системы координат исчезает. Как известно, якобиан является постоянным при линейном преобразовании координат. Отсюда следует инвариантность второго момента эпсилон-энтропии к изменению масштаба различающихся по масштабу измерений. Масштабом устанавливается некоторое произвольное начало отсчета, отвечающее равномерному распределению по единичному объему. Допустим, что имеет место линейное преобразование:

$$z_i = \sum_i^N a_{ij} y_i.$$

Якобиан этого преобразования равен определителю $|a_{ij}|^{-1}$. Тогда имеем:

$$D_{\text{H}\varepsilon}(z) = D_{\text{H}\varepsilon}(y) + \log|a_{ij}|.$$

В случае поворота системы координат якобиан $\Im = 1$ и $D_{\text{H}\varepsilon}(z) = D_{\text{H}\varepsilon}(y)$. Сказанное относится к любому сохраняющему меру преобразованию.

Свойство (13) позволяет говорить об инвариантности $D_{\text{H}\varepsilon}$ к интенсивности y и y', а также считать ее количественной оценкой произвольных законов распределения. Следовательно, применение $D_{Н\varepsilon}$ позволяет проводить сравнение законов распределений между собой по информативности, где эталоном сравнения служит равномерное распределение, обладающее максимальной информативной характеристикой по эпсилон-энтропии.

Учитывая, что $p(y_i, y'_j) = p(y'_j)\, p(y_i / y'_j)$, формулу (9) перепишем в виде:

$$D_{H_\varepsilon} = \sum_i^n \sum_j^m p\left(y_j\right) p\left(y_i \;/\; y_j\right) \log^2 \frac{p\left(y_i \;/\; y_j\right)}{p\left(y_i\right)} - H_\varepsilon^2\left(y\right) \qquad (14)$$

На основании (14) было найдено выражение для $D_{Н\varepsilon}$ при $p(\ldots)$, $p(/)$, подчиняющихся γ-распределению, а именно:

$$D_{H_\varepsilon}\left(y\right) = \log^2 \frac{m_y}{\sigma_n},$$

где $m_у$ – среднее значение случайного параметра y.

Поскольку $D_{Н\varepsilon}$ есть мера оценки количеств информации в произвольных законах распределения, то можно сформулировать решающее правило для расстановки измерительной аппаратуры. Критерием выбора рациональных мест установки является максимум величины $D_{Н\varepsilon}$. Решающее правило и основанные на нем технологические приемы сводятся к следующему: осуществляется сопоставление между собой отношений сигнал/шум по результатам замеров содержания пыли или газа по длине выработки по ходу движения исходящей вентиляционной струи, взятых в моменты времени, соответствующие различным состояниям от забоев очистных и подготовительных выработок с шагом не менее 5 м, и определяется наибольшее значение величины $\log^2(m_у/\sigma_n)$. Фиксация максимума этой величины указывает на наиболее информативное или наиболее различимое по пыли и газу место в конкретной выработке.

В случае гауссовского закона распределения параметров y, y' величина $D_{Н\varepsilon}$ рассчитывается по формуле:

$$D_{H_\varepsilon}\left(y\right) = \frac{1}{4} \log^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_n^2}.$$

Инвариантность величины $D_{Н\varepsilon}$ к виду законов распределения служит обоснованием в информационном аспекте возможности перехода от штатного к аномальному режиму работы горных объектов или от нормального закона к γ-распределению, использованному в решающем правиле. Данное правило учитывает индивидуальные особенности мест локализации наибольшей информативности, выявляя потенциально возможные места слоевых скоплений газов и пыли, причем эти места локализации для разных выработок разные в смысле расстояний от забоя. Опытная апробация данного правила в выработках ряда угольных шахт РФ показала, что диапазон информативных мест колеблется от 15 до 50 м, подчеркивая индивидуальность каждой горной выработки. При этом величина $D_{H\varepsilon}$ изменялась в пределах от 4,156 до 4,192 бит.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Аюров В.Д.* Использование экспертов в контролирующих подсистемах // Горный информационно-аналитический бюллетень. – 2010. – ОВ 5. – С. 27–32.

2. *Головченко В.Б.* Комбинирование моделей неопределенности. – Новосибирск: Наука, 2012. – 169 с.

3. *Кибзун А.И.*, *Горяинова Е.Р.*, *Наумов А.В.* Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Физматлит, 2012. – 224 с.

4. *Кожевников Ю.В.* Введение в математическую статистику. – Казань: КГТУ, 2013. – 196 с.

5. *Куприянов В.В.* Энтропия и информация. Учебное пособие. – М.: МГГУ, 2000. – 90 с.

6. *Попков Ю.Н.* Информационные системы в горном деле. – Новочеркасск: ЮРГТУ, 2011. – 320 с.

7. *Пучков Л.А.*, *Каледина Н.О.* Динамика метана в выработанных пространствах шахт. – М.: МГГУ, 1995. – 313 с.

8. *Пучков Л.А.*, *Аюров В.Д.* Синергетика горнотехнологических процессов. – М.: МГГУ, 1997. – 264 с.

9. *Шкундин С.З.*, *Иванников А.Л.* Единый подход к расчету дегазационных и вентиляционных сетей угольных шахт // Горный информационно-аналитический бюллетень. – 2011. – ОВ 6. – С. 428–436.

10. *Hiller F.S.*, *Lieberman G.J.* Introduction to stochastic Models in Operations Research. New York: McGraw – Hill, 2010. 448 p.

11. *Kupriyanov V.V.*, *Ukolov I.S.* Information theory methods in artificial intelligence// Proceed of 11-th Prague Conference on Information Theory, Statistical Decision Functions and Random Processes, Praha, Chechoslovakia, 1990. pp. 385–390.

12. *Kupriyanov V.V.*, *Puchkov L.A.*, *Kupreev N.I.* Developing systems and their modeling on the basis of artificial intelligence conceptions // Proceed of 27th inter symposium on automotive technology and automation, ISATA, Aachen, Germany, 1994. pp. 577–583.

13. *Lehmann E.L.* Theory of Point Estimation. New York: John Wiley& Sons, 2003. 487 p.

14. *Van der Zijpp N.J.*, *Bovy H.L.* Driver information acquisition behavior. A modeling approach // Proceed of 27th inter symposium on automotive technology and automation, ISATA, Aachen, Germany, 1994. pp. 113–120. ГИАБ

КОРОТКО ОБ АВТОРАХ

Куприянов Вячеслав Васильевич[1] — доктор технических наук, профессор,
Баранникова Ирина Владимировна[1] — кандидат технических наук, доцент,
[1] НИТУ «МИСиС», e-mail: msmuasu@mail.ru, alpair@mail.ru.

Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'. 2016. No. 9, pp. 46–58.

UDC 622.831: 622.273. 21(091)

V.V. Kupriyanov, I.V. Barannikova

METHODOLOGICAL ASPECTS OF AIR-GAS SITUATIONS' DISPATCHING CONTROL AT THE AREAS OF MINE

It was developed the procedure of potentially possible areas of gas and dust layer accumulations identification based on approval places of the most informational content that characterized with the greatest distinctiveness of controlled parameters at the sensor. With its help, it was suggested the information measurement models, consequently their volume needs for the achievement of the required accuracy of assessment under the presence of random noise monitoring parameters of interest.

There is a known sequential analysis method of Wald and first introduced concept of epsilon-entropic dispersion developing the combinatorial concept epsilon-entropy of A.N. Kolmogorov It is shown that the spread of private epsilon entropy characterizes the presence of localization of the most informative areas of the layered gas accumulation. It is proved that the epsilon-entropy dispersion is the finite value and invariant to coordinates' changes of formulation monitored parameters source of massif reaction independently of their origin nature. The estimate of this value is obtained for γ-distribution, describing the abnormal functioning of the mining facilities. This estimation led to formulate the decision rule for the arrangement of the control apparatus. All this is development of existing methodological principles of information security controllers for air and gas condition in the mines.

Key words: operator, the areas of mine, gas measurements, gas emission, hypothesis, instrumentation, information superfluity, monitored parameter, sequential analysis, decision rule, dispersion of Epsilon-entropy, the Epsilon-entropy, the Jacobian of the transformation.

AUTHORS

Kupriyanov V.V.[1], Doctor of Technical Sciences, Professor,
Barannikova I.V.[1], Candidate of Technical Sciences, Assistant Professor,
[1] National University of Science and Technology «MISiS»,
119049, Moscow, Russia, e-mail: msmuasu@mail.ru, alpair@mail.ru.

REFERENCES

1. Ayurov V. D. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2010, Special edition 5, pp. 27—32.

2. Golovchenko V. B. *Kombinirovanie modeley neopredelennosti* (Combining uncertainty models), Novosibirsk, Nauka, 2012, 169 p.

3. Kibzun A. I., Goryainova E. R., Naumov A. V. *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika* (Theory of probability and mathematical statistics), Moscow, Fizmatlit, 2012, 224 p.

4. Kozhevnikov Yu. V. *Vvedenie v matematicheskuyu statistiku* (Introduction to mathematical statistics), Kazan’, KGTU, 2013, 196 p.

5. Kupriyanov V. V. *Entropiya i informatsiya*. Uchebnoe posobie (Entropy and information. Educational aid), Moscow, MGGU, 2000, 90 p.

6. Popkov Yu. N. *Informatsionnye sistemy v gornom dele* (Information systems in mining), Novocherkassk, YuRGTU, 2011, 320 p.

7. Puchkov L. A., Kaledina N. O. *Dinamika metana v vyrabotannykh prostranstvakh shakht* (Dynamics of methane in mines developed spaces), Moscow, MGGU, 1995, 313 p.

8. Puchkov L. A., Ayurov V. D. *Sinergetika gornotekhnologicheskikh protsessov* (Synergetics gornotehnologicheskih processes), Moscow, MGGU, 1997, 264 p.

9. Shkundin S. Z., Ivannikov A. L. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten’*. 2011, Special edition 6, pp. 428—436.

10. Hiller F. S., Lieberman G. J. *Introduction to stochastic Models in Operations Research*. New York: McGraw Hill, 2010. 448 p.

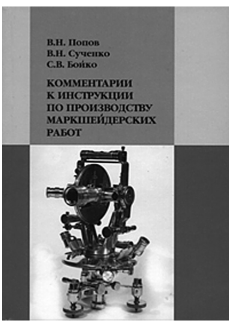
11. Kupriyanov V. V., Ukolov I. S. Information theory methods in artificial intelligence. *Proceed of 11-th Prague Conference on Information Theory, Statistical Decision Functions and Random Processes*, Praha, Chechoslovakia, 1990. pp. 385—390.

12. Kupriyanov V. V., Puchkov L. A., Kupreev N. I. Developing systems and their modeling on the basis of artificial intelligence conceptions. *Proceed of 27th inter symposium on automotive technology and automation*, ISATA, Aachen, Germany, 1994. pp. 577—583.

13. Lehmann E. L. *Theory of Point Estimation*. New York: John Wiley& Sons, 2003. 487 p.

14. *Van der* Zijpp N. J., Bovy H. L. Driver information acquisition behavior. A modeling approach. *Proceed of 27th inter symposium on automotive technology and automation*, ISATA, Aachen, Germany, 1994. pp. 113—120.

НОВИНКИ ИЗДАТЕЛЬСТВА «ГОРНАЯ КНИГА»



Комментарии и инструкции по производству маркшейдерских работ

Попов В.Н., Сученко В.Н., Бойко С.В.
Страниц: 271
ISBN: 978-5-98672-0483-4
UDK: 622.1

Основу данной книги составляет инструкция по производству маркшейдерских работ (РД 07-603-03) и комментарии к отдельным ее статьям. В комментариях к Инструкции анализируются основные положения отдельных глав и раскрывается содержание некоторых статей, используемых различными организациями (учреждениями) при производстве маркшейдерских работ. В виде приложений включены нормативные документы, регламентирующие маркшейдерскую деятельность.

Для студентов вузов, обучающихся по основной образовательной программе подготовки магистров «Маркшейдерия» направления подготовки «Горное дело», а также для научных и практических работников в области горного дела.