DOI: https://doi.org/10.33408/2519-237X.2019.3-3.291

УДК 622.867.322

ОЦЕНКА ПОЛОЖЕНИЯ И ШИРИНЫ РАБОТАЮЩЕГО СЛОЯ РЕГЕНЕРАТИВНОГО ПАТРОНА ИЗОЛИРУЮЩЕГО РЕСПИРАТОРА В УСЛОВИЯХ ПОЛНОТЫ ДОСТАТОЧНОЙ СТАТИСТИКИ

Ехилевский С.Г.

Обоснована процедура экспериментального определения параметров асимптотики концентрации углекислого газа при исследовании динамической сорбционной активности регенеративного патрона изолирующего респиратора на химически связанном кислороде. Показано, что погрешность оценивания доли непоглощенных молекул углекислого газа на основе выборочного контроля в рамках схемы Бернулли уменьшается, если дисперсию оценки в условиях полноты достаточной статистики искать на классе смещенных оценок. Полученные результаты можно использовать для расчета феноменологических констант модели рабочего процесса изолирующего дыхательного аппарата, оптимизации температурного режима его регенеративного патрона и обоснования гарантированного срока защитного действия аппарата.

Ключевые слова: изолирующий дыхательный аппарат, работающий слой хемосорбента, асимптотика проскока углекислого газа, полнота достаточной статистики, эффективность оценок.

(Поступила в редакцию 4 июня 2019 г.)

Введение. Вероятность m успехов в n независимых испытаниях определяется формулой Бернулли

$$P(n,m) = C_n^m p^m (1-p)^{n-m}, \tag{1}$$

в которой C_n^m – числа сочетаний из n объектов по m; p – вероятность успеха в одном опыте [1].

Популярность распределения (1) объясняется тем, что пространство элементарных исходов любого опыта (независимо от их количества и вероятностей) всегда можно разделить на две части, одна из которых, в зависимости от смысла решаемой задачи, будет соответствовать успеху, а вторая – нет. Аналогично область возможных значений случайной величины (при любом законе ее распределения) можно разделить на две части, одна из которых в зависимости от смысла решаемой задачи будет соответствовать успеху. Например, при исследовании динамической сорбционной активности регенеративного патрона изолирующего дыхательного аппарата удобно пользоваться законом распределения растущей в направлении фильтрации координаты x элементарного акта сорбции молекулы CO_2 [2]. Будучи непрерывной случайной величиной, эта координата имеет плотность вероятности, существенно отличающуюся от нуля в так называемом работающем слое хемосорбента (кислородсодержащего продукта на основе надпероксида щелочных металлов). Перед ним плотность вероятности практически равна нулю в связи с исчерпанием поглотительного ресурса лобовых слоев кислородсодержащего продукта, а за ним – в связи с отсутствием углекислого газа, практически полностью поглощенного работающим слоем. При наличии стационарных граничных условий на входе в продукт его работающий слой равномерно смещается вглубь однородно снаряженного регенеративного патрона по мере исчерпания поглотительного ресурса предыдущих слоев. При этом доля молекул CO_2, преодолевающих регенеративный патрон ω (именуемая в дальнейшем проскоком), монотонно возрастает. В выдыхаемом человеком воздухе содержится 4 % углекислого газа. Отравление начинается, если на выходе из регенеративного патрона в воздушном потоке остается (и возвращается на вдох) 1,5 % углекислого газа. После этого пользоваться дыхательным аппаратом нельзя. Поэтому такой проскок углекислого газа ($\omega = 1{,}5/4 = 0{,}375$) является критическим.

В процессе эксплуатации дыхательного аппарата в зависимости от вида изотермы сорбции эволюционирует структура и ширина работающего слоя хемосорбента. Однако по мере удаления работающего слоя от входа в фильтр его структура стабилизируется [2], ибо в соответствии с правилом трех сигм [1] область возможных значений координаты элементарного акта сорбции из полубесконечной превращается как бы в бесконечную. А на бесконечном промежутке максимум энтропии Шеннона обеспечивается нормальным распределением [3, 4]. После чего для определения срока защитного действия дыхательного аппарата (времени критического проскока CO_2) фактически достаточно знать положение работающего слоя и его ширину как функции времени t, ибо у нормального закона всего два параметра – математическое ожидание $a(t)$ и среднеквадратическое отклонение $\delta(t)$ координаты элементарного акта сорбции. Обоснованию процедуры их экспериментального определения в схеме независимых повторных испытаний посвящена данная работа.

Основная часть. Корректное применение схемы Бернулли требует обеспечения воспроизводимости условий опыта. Т. е. за время измерения проскока углекислого газа распределение связанного углерода в толще кислородсодержащего продукта и концентрация CO_2 на входе в регенеративный патрон не должны существенно измениться. Это не противоречит обоснованной в [5, 6] концепции квазистационарного профиля концентрации CO_2 в работающем аппарате.

С точки зрения практики, знание функций $a(t)$ и $\delta(t)$ важно для предсказания эволюции мощности внутренних источников экзотермического тепла, выделяющегося при связывании углекислого газа кислородсодержащим продуктом [7]:

$$4KO_2 + 2CO_2 = 2K_2CO_3 + 3O_2 + 360\text{кДж}. \quad (2)$$

Кроме того, с их помощью можно рассчитать значения феноменологических параметров модели рабочего процесса изолирующего дыхательного аппарата. Согласно [2]:

$$\frac{\beta a(t)}{v} = 1 + \beta\gamma t, \qquad \frac{\beta\delta(t)}{v} = \sqrt{1 + 2\beta\gamma t}, \quad (3)$$

где v – скорость фильтрации выдыхаемого воздуха через регенеративный патрон; величины β и γ характеризуют скорость реакции (2) и ее ресурс. Определив в эксперименте $a(t)$ в моменты времени t_1 и t_2, с помощью (3) получим:

$$\gamma = \frac{a(t_1) - a(t_2)}{(t_1 - t_2)v}; \qquad \frac{1}{\beta} = \frac{a(t_2)t_1 - a(t_1)t_2}{(t_1 - t_2)v}. \quad (4)$$

Непосредственное измерение v затруднительно, т. к. молекулы углекислого газа преодолевают между гранулами кислородсодержащего продукта своего рода лабиринт. Оценку скорости фильтрации можно осуществить с помощью отношения $v = LQ/W$, в котором L – длина регенеративного патрона, W – часть его объема (примерно 30 %), приходящаяся на пустоты между гранулами, Q – объемный расход регенерируемого воздуха.

Универсальность полученных в [2, 5, 6] зависимостей, описывающих эволюцию проскока углекислого газа в существующих аппаратах в различных режимах их эксплуатации, обусловлена использованием обезразмеренных времени и координаты:

$$\tau = \beta\gamma t; \qquad \xi = x\beta/v. \quad (5)$$

Значит, точное определение v и не требуется, ибо согласно (5) для сопоставления модели рабочего процесса дыхательного аппарата с экспериментом достаточно знать всего два выраженных из (4) через $a(t)$ параметра:

$$\beta\gamma = \frac{a(t_1) - a(t_2)}{a(t_2)t_1 - a(t_1)t_2}; \qquad \frac{\beta}{v} = \frac{t_1 - t_2}{a(t_2)t_1 - a(t_1)t_2}. \quad (6)$$

Согласно (3), (5) в начальный момент времени обезразмеренные значения $a(t)$ и $\delta(t)$ равны единице, что является свойством экспоненциального закона распределения [3]. Т. е. измерив долю молекул углекислого газа, преодолевающих регенеративный патрон в начале его работы $\omega(\eta,0)$, можно определить обезразмеренную длину регенеративного патрона $\eta = L\beta/v = -\ln \omega(\eta,0)$, а значит, и параметр β/v. Сложность, однако, в том, что β растет по мере разогревания регенеративного патрона источниками экзотермического тепла. К тому же эффективность использования защитного ресурса определяется сосредоточенным в основном на выходе из регенеративного патрона мертвым слоем хемосорбента, незадействованным к моменту $\tau_к$ начала отравления углекислым газом ($\omega(\eta,\tau_к) = 0{,}375$). Поэтому величину β важно знать именно в конце работы дыхательного аппарата. К этому времени в аппаратах с большим сроком защитного действия

$$1+\tau_к > 3\sqrt{1+2\tau_к} \tag{7}$$

лобовые слои хемосорбента, в соответствии с правилом трех сигм, практически полностью отработаны. Поэтому в регенеративном патроне успевает сформироваться нормальное распределение координаты элементарного акта сорбции, обеспечивающее максимум энтропии Шеннона на бесконечном промежутке [2]. Такие аппараты предназначены для проведения спасательных и восстановительных работ и содержат от двух до четырех килограммов дорогостоящего кислородсодержащего продукта [8]. По этой причине процедура обработки экспериментальных данных должна обеспечивать достаточную точность оценки $a(t)$ и $\delta(t)$ при минимальном объеме выборки.

В связи с симметрией нормального закона при определении положения математического ожидания в данный момент времени успехом в схеме Бернулли следует считать более чем двукратное уменьшение концентрации CO_2 в регенерируемом воздухе. Если по результатам обследования выборки, состоящей из n одинаковых регенеративных патронов, оценка вероятности успеха m/n в момент времени t близка к 1/2, то середина работающего слоя в данный момент времени находится в месте контроля концентрации. На некотором расстоянии y слева от него можно с помощью одновременных измерений получить меньшее значение вероятности поглощения CO_2 $p = p(y) < 1/2$ и с помощью уравнения

$$p(y) = \frac{1}{2} - \int\limits_{a(t)-y}^{a(t)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\delta(t)} e^{-\frac{(x-a(t))^2}{2\delta(t)^2}} dx \tag{8}$$

вычислить среднеквадратическое отклонение координаты элементарного акта сорбции в данный момент. Правильность полученного результата (и адекватность самой модели рабочего процесса дыхательного аппарата) можно проверить, сравнив найденное с помощью (8) значение $\delta(t)$ с вычисленным подстановкой в (3) параметров (6).

Фигурирующие в (6) величины $a(t_1)$, $a(t_2)$ можно находить, зафиксировав время и определяя в нескольких экспериментах среднюю координату двукратного уменьшения концентрации углекислого газа. Однако с практической точки зрения проще измерять время наступления 50 %-ного проскока углекислого газа при фиксированной длине регенеративного патрона в серии экспериментов и подставлять в (6) вместо t_1 и t_2 средние значения результатов измерений времени в двух таких сериях, отвечающих двум различным значениям длины регенеративного патрона. Успех в данных экспериментах наступает, если время 50 %-ного проскока углекислого газа меньше среднего значения времени в рассматриваемой серии опытов.

Точность полученных таким образом значений $a(t)$ (а значит, y и $\delta(t)$) зависит от величины среднеквадратической погрешности оценки вероятности $p(y)$ поглощения молекул CO_2 на расстоянии y слева от середины работающего слоя. Данная погрешность определяется дисперсией оценки, которая сама по себе аппроксимируется оценкой функции неизвестного параметра $p(y)$. Чтобы понять, должна ли оценка такой функции быть несмещенной, рассмотрим более подробно схему Бернулли.

Согласно [1] вся информация о законе распределения случайной величины m содержится в ее начальных

$$\nu_k(n,p) = M\left\{m^k\right\} = \sum_{m=0}^{n} m^k P(n,m) \qquad (k = 0, 1, ...) \tag{9}$$

или центральных моментах

$$\mu_k(n,p) = M\left\{\left(m - \nu_1(n,p)\right)^k\right\} = \sum_{m=0}^{n}\left(m - \nu_1(n,p)\right)^k P(n,m), \tag{10}$$

где M – символ математического ожидания случайной величины.

В частности из (1), (9) и биномиального разложения следует условие нормировки

$$\nu_0(n,p) = \sum_{m=0}^{n} P(n,m) = \sum_{m=0}^{n} C_n^m p^m (1-p)^{n-m} = \left(p + (1-p)\right)^n = 1$$

и формула для математического ожидания числа успехов m в схеме Бернулли[1]

$$\nu_1(n,p) = \sum_{m=0}^{n} m C_n^m p^m (1-p)^{n-m} = \sum_{m=1}^{n} \frac{n!}{(m-1)!(n-m)!} p^m (1-p)^{n-m} = \left[k = m-1\right] =$$

$$= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{n(n-1)!}{k!(n-1-k)!} p p^k (1-p)^{n-1-k} = np \sum_{k=0}^{n-1} C_{n-1}^k p^k (1-p)^{n-1-k} = np\left(p + (1-p)\right)^{n-1} = np. \tag{11}$$

С учетом (1) выражение (10) может быть представлено в виде:

$$\mu_k(n,p) = \sum_{l=0}^{k-2} C_k^{k-l} (-1)^l \nu_{k-l}(n,p) \nu_1^l(n,p) + \nu_1^k(n,p)(-1)^k(1-k), \tag{12}$$

являющемся обобщением известной формулы для вычисления дисперсии

$$D\{m\} = \mu_2(n,p) = \nu_2(n,p) - \nu_1(n,p)^2 = \sigma\{m\}^2, \tag{13}$$

где $\sigma\{m\}$ – среднеквадратическое отклонение m от своего математического ожидания.

Аналогично из (12) следует:

$$\mu_3(n,p) = \nu_3(n,p) - 3\nu_2(n,p)\nu_1(n,p) + 2\nu_1(n,p)^3; \tag{14}$$

$$\mu_4(n,p) = \nu_4(n,p) - 4\nu_3(n,p)\nu_1(n,p) + 6\nu_2(n,p)\nu_1(n,p)^2 - 3\nu_1(n,p)^4. \tag{15}$$

Моменты высших порядков удобно вычислять с помощью характеристической функции

$$\theta(\omega,n,p) = \sum_{m=0}^{n} e^{i\omega m} P(n,m) = \left(p e^{i\omega} + 1 - p\right)^n, \tag{16}$$

при этом

$$\nu_k(n,p) = i^{-k} \theta_\omega^{(k)}(0,n,p), \tag{17}$$

где i – мнимая единица, (k) – порядок производной по ω.

Согласно (16), (17):

[1] Обычно последний результат получают, используя свойства математического ожидания:

$$M\left\{m\right\} = M\left\{\sum_{i=1}^{n} m_i\right\} = \sum_{i=1}^{n} M\left\{m_i\right\} = \sum_{i=1}^{n}\left(1 \cdot p + 0 \cdot (1-p)\right) = \sum_{i=1}^{n} p = np,$$

где m_i – число успехов в одном (i-том) опыте.

$$\theta''_{\omega}(\omega,n,p)=inp\left[(n-1)\left(p\,e^{i\omega}+1-p\right)^{n-2}p\,i\,e^{2i\omega}+\left(p\,e^{i\omega}+1-p\right)^{n-1}e^{i\omega}i\right]; \tag{18}$$

$$\begin{gathered}\nu_2(n,p)=-\theta''_{\omega}(0,n,p)=np(np+1-p);\\ \mu_2(n,p)=\nu_2(n,p)-\nu_1(n,p)^2=np(1-p).\end{gathered} \tag{19}$$

Аналогично можно получить

$$\nu_3(n,p)=np[(n-1)(n-2)p^2+3(n-1)p+1] \tag{20}$$

и

$$\nu_4(n,p)=np[(n-1)(n-2)(n-3)p^3+6(n-1)(n-2)p^2+7(n-1)p+1], \tag{21}$$

после чего с помощью (14), (15) найти

$$\mu_3(n,p)=np\left(2p^2-3p+1\right); \tag{22}$$

$$\mu_4(n,p)=3\left(np(1-p)\right)^2+np\left(-6p^4+12p^3-7p^2+p\right) \tag{23}$$

и вычислить асимметрию и эксцесс закона распределения числа успехов, как функцию числа испытаний:

$$A(n,p)=\frac{\mu_3(n,p)}{\sigma\{m\}^3}=\frac{2p^2-3p+1}{(1-p)\sqrt{np(1-p)}}\xrightarrow[n\to\infty]{}0; \tag{24}$$

$$E(n,p)=\frac{\mu_4(n,p)}{\sigma\{m\}^4}-3=\frac{-6p^4+12p^3-7p^2+p}{n\left(p(1-p)\right)^2}\xrightarrow[n\to\infty]{}0. \tag{25}$$

В связи с громоздкостью последних вычислений в качестве проверки их правильности можно убедиться, что при $p = 0$ или при $p = 1$ центральные моменты равны нулю (разброс исчезает), как и должно быть при отсутствии случайности. Кроме того, при $p = 0{,}5$ равна нулю асимметрия, как и должно быть в ситуации, когда закон распределения обладает свойством четности относительно математического ожидания. Действительно, при $p = 1 - p$ согласно (1) имеет место равенство

$$P(n,m)=P(n,n-m), \tag{26}$$

причем фигурирующие в нем числа успехов находятся по разные стороны от математического ожидания на равных от него расстояниях

$$np-m=n-m-np=n(1-p)-m. \tag{27}$$

Согласно (24), (25) при $n\to\infty$ асимметрия и эксцесс исчезают, т. е. в актуальном диапазоне аргументов (ограниченном несколькими $\sigma\{m\}$ окрестности математического ожидания) распределение (1) переходит в нормальное, как и в случае с динамикой сорбции при больших значениях времени.

В соответствии с критерием факторизации достаточной статистикой для схемы Бернулли является сумма чисел успехов m_i в n опытах

$$m=\sum_{i=1}^{n}m_i, \tag{28}$$

ибо в ней содержится вся имеющаяся в выборке информация о параметре p закона распределения (1), в чем можно убедиться, составив функцию правдоподобия

$$L\left(m_1,m_2,...,m_n;p\right)=P\left(m_1,p\right)P\left(m_2,p\right)...P\left(m_n,p\right), \tag{29}$$

в которой

$$P\left(m_i,p\right)=p^{m_i}\cdot(1-p)^{1-m_i} \tag{30}$$

закон распределения числа успехов в i-том опыте[2]. Подставив (30) в (29), получим:

$$L(m_1, m_2, ..., m_n; p) = p^{\sum_{i=1}^{n} m_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^{n} m_i} = p^m (1-p)^{n-m}, \tag{31}$$

т. е. для определения p из условия экстремума $L(m_1, m_2, ..., m_n; p)$ несущественно, в каких именно опытах реализовались m успехов.

С учетом асимптотики распределения Бернулли середина работающего слоя хемосорбента находится в точке, до которой добирается половина имевшейся на входе концентрации CO_2. В схеме независимых повторных испытаний этому соответствует $p = 0{,}5 = 1 - p$. В такой ситуации дисперсия согласно (19) определяется величиной p^2. Достаточная статистика (28) является полной. По этой причине любая функция параметра p имеет единственную несмещенную оценку [1]. В частности для p^2 такой оценкой является выражение $\frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1}$, ибо

$$M\left\{\frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1}\right\} = \frac{1}{n(n-1)} M\left\{m^2 - m\right\} = \frac{1}{n(n-1)} \left[M\left\{m^2\right\} - M\left\{m\right\}\right] =$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} \left[\nu_2(n,p) - \nu_1(n,p)\right] = p^2, \tag{32}$$

где последнее равенство получено с помощью (11), (19).

Покажем, что смещенная оценка $(m / n)^2$

$$M\left\{(m/n)^2\right\} = \frac{1}{n^2} M\left\{m^2\right\} = \frac{\nu_2(n,p)}{n^2} = p^2 + \frac{p(1-p)}{n} \neq p^2 \tag{33}$$

обладает тем не менее меньшей среднеквадратической погрешностью $\Delta(n,p)$. Действительно,

$$\Delta(n,p)^2 = M\left\{\left((m/n)^2 - p^2\right)^2\right\} = D\left\{(m/n)^2\right\} + \frac{p^2(1-p)^2}{n^2}. \tag{34}$$

Для сравнения

$$M\left\{\left(\frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1} - p^2\right)^2\right\} = D\left\{\frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1}\right\} = \frac{1}{n^2(n-1)^2} D\left\{m^2 - m\right\} = \frac{1}{n^2(n-1)^2}\left[D\{m^2\} - D\{m\}\right] =$$

$$= \frac{1}{n^2(n-1)^2}\left[n^4 D\left\{(m/n)^2\right\} + np(1-p)\right] = \frac{n^2}{(n-1)^2} D\left\{(m/n)^2\right\} + \frac{p(1-p)}{n(n-1)^2} = D(n,p), \tag{35}$$

т. е.

$$\Delta(n,p)^2 - D\left\{\frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1}\right\} = D\left\{(m/n)^2\right\}\left(1 - \frac{n^2}{(n-1)^2}\right) +$$

$$+ \frac{p(1-p)}{n}\left(\frac{p(1-p)}{n} - \frac{1}{(n-1)^2}\right) \xrightarrow[n\to\infty]{} -\frac{2}{n} D\left\{(m/n)^2\right\} + \frac{p^2(1-p)^2}{n^2}. \tag{36}$$

Для ответа на вопрос, какая из погрешностей меньше, осталось с учетом (19), (21) и свойств дисперсии вычислить

$$D\left\{(m/n)^2\right\} = n^{-4} D\left\{m^2\right\} = n^{-4}\left[M\left\{m^4\right\} - M\left\{m^2\right\}^2\right] = n^{-4}\left[\nu_4(n,p) - \nu_2(n,p)^2\right] =$$

$$= n^{-1}(-4p^4 + 4p^3) + n^{-2}(10p^4 - 16p^3 + 6p^2) + n^{-3}(-6p^4 + 12p^3 - 7p^2 + p). \tag{37}$$

[2] Согласно (30) $P(1, p) = p$, а $P(0, p) = 1 - p$.

В связи с громоздкостью последних вычислений в качестве проверки их правильности можно убедиться, что при $p = 0$ или при $p = 1$ разброс исчезает $\left(D\left\{(m/n)^2\right\} = 0\right)$, как и должно быть при отсутствии случайности.

Подставив выражение (37) для $D\left\{(m/n)^2\right\}$ в (36) и опустив слагаемые более высокого порядка малости, чем n^{-2}, получим

$$\Delta(n,p)^2 - D\left\{\frac{m}{n}\cdot\frac{m-1}{n-1}\right\} \xrightarrow[n\to\infty]{} \frac{p^2(1-p)}{n^2}(1-9p) < 0\,, \tag{38}$$

если $p > 1/9$. Это имеет место, если успехом является достижение частицей сорбтива середины работающего слоя фильтра. В этом случае пользование несмещенной оценкой приводит к большей среднеквадратической погрешности при значительных объемах выборки.

Построенный с помощью формул (36), (37) в среде пакета MathCAD рисунок 1 демонстрирует, что при малых n последний вывод сохраняется (причем и для сколь угодно малых p). Значит, при данном объеме выборки (ограниченном в связи с высокой стоимостью кислородсодержащего продукта и измеряемой в часах продолжительностью каждого опыта) формулы (33), (34) позволят определить математическое ожидание $a(t)$ координаты элементарного акта сорбции с более высокой точностью.

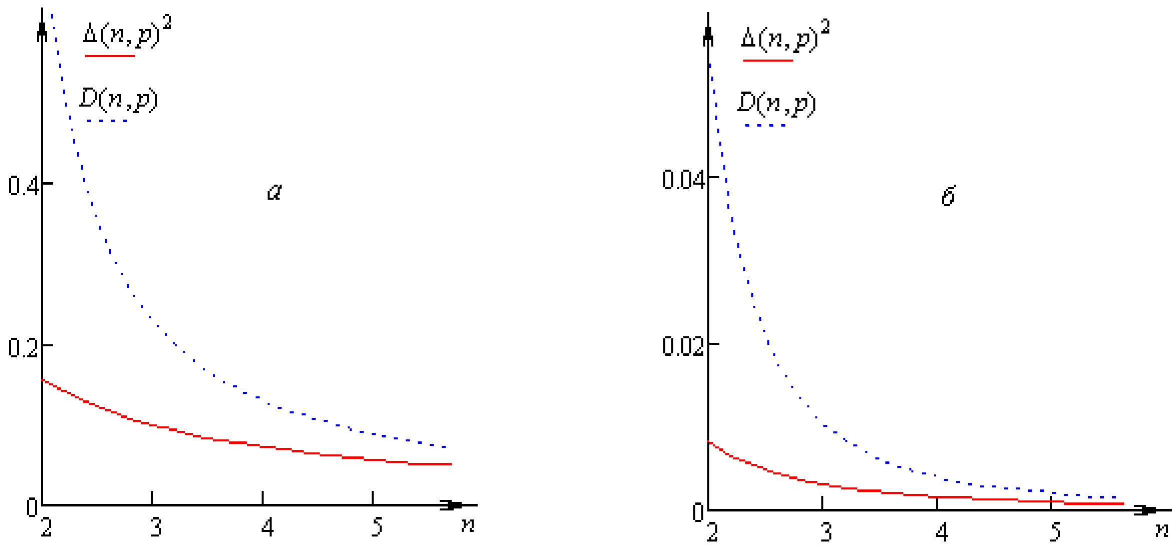

Рисунок 1. – Зависимость от объема выборки *n* квадрата среднеквадратической погрешности Δ(*n*, *p*) смещенной оценки дисперсии числа успехов и дисперсии ее несмещенной оценки *D*(*n*, *p*): *а)* при *p* = 0,5; *б)* при *p* = 0,05.

Аналогично, влияющая на точность определения среднеквадратического отклонения $\delta(t)$, смещенная оценка $\frac{m}{n}\cdot\frac{n-m}{n}$ функции $p(1-p) = p - p^2$, фигурирующей в дисперсии оценки вероятности $p(y)$ поглощения молекул CO_2 на расстоянии y слева от середины работающего слоя, лучше несмещенной $\frac{m}{n}\cdot\frac{n-m}{n-1}$, ибо

$$\frac{m}{n}\cdot\frac{n-m}{n} = \frac{m}{n} - \left(\frac{m}{n}\right)^2, \quad \frac{m}{n}\cdot\frac{n-m}{n-1} = \frac{m}{n}\cdot\frac{n-1-(m-1)}{n-1} = \frac{m}{n} - \frac{m}{n}\cdot\frac{m-1}{n-1}. \tag{39}$$

Далее снова приходим к сравнению среднеквадратических погрешностей оценок p^2 (32), (33).

Выводы. В работе обоснована процедура экспериментального определения параметров асимптотики проскока углекислого газа при исследовании динамической сорбционной активности регенеративного патрона изолирующего респиратора на химически связанном кислороде. Показано, что погрешность оценивания проскока углекислого газа на основе выборочного контроля в рамках схемы Бернулли уменьшается, если дисперсию оценки в условиях полноты достаточной статистики искать на классе смещенных оценок. Полученные результаты можно использовать для расчета феноменологических констант модели рабочего процесса изолирующего дыхательного аппарата, оптимизации температурного режима его регенеративного патрона и обоснования гарантированного срока защитного действия аппарата.

ЛИТЕРАТУРА

1. Пытьев, Ю.П. Курс теории вероятностей и математической статистики для физиков: учеб. пособие / Ю.П. Пытьев, И.А. Шишмарев. – М.: Изд-во Моск. ун-та, 1983. – 252 с.
2. Ехилевский, С.Г. Теоретико-вероятностный подход к моделированию динамической сорбционной активности / С.Г. Ехилевский, О.В. Голубева, Д.В. Пяткин // Вестн. Полоц. гос. ун-та. Сер. B, Промышленность. Прикл. науки. – 2013. – № 11. – С. 144–151.
3. Гнеденко, Б.В. Курс теории вероятностей / Б.В. Гнеденко. – М.: Наука, 1969. – 400 с.
4. Ехилевский, С.Г. Динамика сорбции активированными углями и закон возрастания энтропии / С.Г. Ехилевский // Вестн. Полоц. гос. ун-та. Сер. C, Фундамент. науки. – 2006. – № 10. – С. 174–180.
5. Ехилевский, С.Г. Влияние переменных краевых условий на квазистационарный профиль концентрации CO_2 в регенеративном патроне шахтного респиратора / С.Г. Ехилевский, С.А. Ольшанников, Е.П. Потапенко // Изв. вузов. Горный журнал. – 2013. – № 3. – С. 46–53.
6. Ехилевский, С.Г. Влияние начальной загрязненности регенеративного патрона на работу шахтного респиратора на химически связанном кислороде / С.Г. Ехилевский, О.В. Голубева, Е.П. Потапенко // Изв. вузов. Горный журнал. – 2014. – № 8. – С. 37–43.
7. Ехилевский, С.Г. Повышение эффективности дыхательных аппаратов на химически связанном кислороде / С.Г. Ехилевский, С.А. Ольшаников // Вестн. Полоц. гос. ун-та. Сер. B, Промышленность. Прикл. науки. – 2013. – № 11. – С. 123–131.
8. Пак, В.В. Значение феноменологических параметров модели хемосорбции в регенеративных патронах шахтных респираторов / В.В. Пак, С.Г. Ехилевский, Э.Г. Ильинский // Изв. вузов. Горный журнал. – 1998. – № 11. – С. 108–112.

Оценка положения и ширины работающего слоя регенеративного патрона изолирующего респиратора в условиях полноты достаточной статистики

Assessment of the position and width of the working layer of the regenerative cartridge of insulating respirator in terms of completeness of the sufficient statistics

Ехилевский Степан Григорьевич
доктор технических наук, доцент

Учреждение образования «Полоцкий государственный университет», кафедра технологий программирования, профессор

Адрес: 211440, Беларусь, Витебская обл., г. Новополоцк, ул. Блохина, 29
e-mail: ekhilevskiy@yandex.ru

Stepan G. Ekhilevskiy
Grand PhD in Technical Sciences, Associate Professor

Educational Establishment «Polotsk State University», Chair of Programming Technologies, Professor

Address: 211440, Belarus, Vitebsk region, Novopolotsk, ul. Blokhina, 29
e-mail: ekhilevskiy@yandex.ru

DOI: https://doi.org/10.33408/2519-237X.2019.3-3.291

ASSESSMENT OF THE POSITION AND WIDTH OF THE WORKING LAYER OF THE REGENERATIVE CARTRIDGE OF INSULATING RESPIRATOR IN TERMS OF COMPLETENESS OF THE SUFFICIENT STATISTICS

Ekhilevskiy S.G.

Purpose. To substantiate the procedure of the experimental determination of the parameters of the asymptotics of carbon dioxide concentration in the study of the dynamic sorption activity of regenerative cartridge of isolating respirator on chemically bound oxygen.

Methods. Mathematical and computer simulation of the working process of the insulating breathing apparatus on chemically bound oxygen using the data of previous experimental studies.

Findings. The article substantiates the procedure of experimental determination of the parameters of the asymptotics concentration of carbon dioxide in the study of the dynamic sorption activity of the regenerative cartridge of the insulating respirator on chemically bound oxygen. It is shown that the error in estimating of the share of non absorbed carbon dioxide molecules on the basis of sampling within the framework of the Bernoulli scheme is reduced if finding the variance of the estimate under conditions of completeness of sufficient statistics at the class of biased estimates.

Application field of research. The obtained results can be used to optimize the temperature regime of the regenerative cartridge of the breathing apparatus and to justify the guaranteed period of its protective action.

Keywords: isolating breathing apparatus, running layer of the chemical adsorbent, the asymptotics of the overshoot of carbon dioxide, completeness of sufficient statistics, efficiency of estimates.

(The date of submitting: June 4, 2019)

REFERENCES

1. Pyt'ev Yu.P., Shishmarev I.A. *Kurs teorii veroyatnostey i matematicheskoy statistiki dlya fizikov* [Probability and mathematical statistics course for physicists]: tutorial. Moscow: Izdatel'stvo Moskovskogo universiteta, 1983. 252 p. (rus)
2. Ekhilevskiy S.G., Golubeva O.V., Pyatkin D.V. Teoretiko-veroyatnostnyy podkhod k modelirovaniyu dinamicheskoy sorbtsionnoy aktivnosti [Theoretical and probabilistic approach to modeling dynamic sorption activity]. *Vestnik Polotskogo gosudarstvennogo universiteta. Series B. Promyshlennost'. Prikladnye nauki*, 2013. No. 11. Pp. 144–151. (rus)
3. Gnedenko B.V. *Kurs teorii veroyatnostey* [Probability theory course]. Moscow: Nauka. 1969. 400 p. (rus)
4. Ekhilevskiy S.G. Dinamika sorbtsii aktivirovannymi uglyami i zakon vozrastaniya entropii [Dynamics of activated carbon sorption and the law of entropy increase]. *Vestnik Polotskogo gosudarstvennogo universiteta. Series C. Fundamental'nye nauki*, 2006. No. 10. Pp. 174–180. (rus)
5. Ekhilevskiy S.G., Ol'shannikov S.A., Potapenko E.P. Vliyanie peremennykh kraevykh usloviy na kvazistatsionarnyy profil' kontsentratsii SO_2 v regenerativnom patrone shakhtnogo respiratora [Influence of variable boundary conditions on the quasi-stationary profile of CO_2 concentration in the regenerative cartridge of the mine respirator]. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Gornyy zhurnal*, 2013. No. 3. Pp. 46–53. (rus)
6. Ekhilevskiy S.G., Golubeva O.V., Potapenko E.P. Vliyanie nachal'noy zagryaznennosti regenerativnogo patrona na rabotu shakhtnogo respiratora na khimicheski svyazannom kislorode [Effect of the initial contamination of the regenerative cartridge on the operation of the mine respirator on chemically bound oxygen]. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Gornyy zhurnal*, 2014. No. 8. Pp. 37–43. (rus)
7. Ekhilevskiy S.G., Ol'shanikov S.A. Povyshenie effektivnosti dykhatel'nykh apparatov na khimicheski svyazannom kislorode [Improving the efficiency of breathing apparatus on chemically bound oxygen]. *Vestnik Polotskogo gosudarstvennogo universiteta. Series B. Promyshlennost'. Prikladnye nauki,* 2013. No. 11. Pp. 123–131. (rus)
8. Pak V.V., Ekhilevskiy S.G., Il'inskiy E.G. Znachenie fenomenologicheskikh parametrov modeli khemosorbtsii v regenerativnykh patronakh shakhtnykh respiratorov [The value of the phenomenological parameters of the model of chemisorption in the regenerative ammo mine respirators]. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Gornyy zhurnal*, 1998. No. 11. Pp. 108–112. (rus)