УДК 622.4:622.019.3

В.К. Ушаков

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА АЭРОДИНАМИЧЕСКОГО СТАРЕНИЯ ГОРНЫХ ВЫРАБОТОК ПРИ МОДЕЛИРОВАНИИ АЭРОЛОГИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ ТРУДА

Разработана методика проведения шахтных наблюдений и оценки статистических характеристик случайного процесса аэродинамического старения горных выработок — выборочных среднего, дисперсии и корреляционной функции, а также плотности распределения. Проведены экспериментальные исследования процесса старения горных выработок. Произведена классификация выработок на тринадцать групп, соответствующих варьируемым влияющим факторам. Получены временные зависимости выборочных среднего, среднеквадратичного отклонения и корреляционной функции процесса старения выработок для всех классификационных групп. Построены интерполирующие модели, аппроксимирующие оценки статистических характеристик. Установлено, что процесс старения выработок имеет логнормальный закон распределения. Полученные оценки статистических характеристик входят в состав статистической компоненты информационного обеспечения алгоритма синтеза надежных и эффективных ШВС.

Ключевые слова: аэрологическая безопасность труда, шахтная вентиляционная система, случайный процесс аэродинамического старения выработок, статистические характеристики, интерполирующие модели.

DOI: 10.25018/0236-1493-2017-11-0-210-219

Синтез надежных и эффективных шахтных вентиляционных систем (ШВС), основанный на имитационном моделировании, предусматривает использование стохастической модели системы. Информационное обеспечение модели такого типа включает в себя, в частности, статистические характеристики случайных изменений параметров и структуры ШВС. Настоящая статья посвящена вопросам сбора и обработки экспериментальных данных и получения оценок статистических характеристик функционирования важнейших элементов ШВС — горных выработок.

Ненадежность функционирования ШВС обусловлена, помимо прочего, случайными изменениями во времени сопротивлений выработок $R(t)$ вследствие их аэродинамического старения.

При проведении шахтных наблюдений все выработки классифицируются по

ISSN 0236-1493. Горный информационно-аналитический бюллетень. 2017. № 11. С. 210–219.
© В.К. Ушаков. 2017.

типам в соответствии с их функциональным назначением: капитальные штреки; капитальные наклонные выработки; участковые откаточные штреки; участковые вентиляционные штреки. Стволы и квершлаги исключаются из анализа, т.к. их сопротивления практически не подвержены случайным изменениям во времени. Также отсутствуют постепенные изменения сопротивления лав (т.е. их старение), т.к. лавы являются наиболее важными элементами ШВС и в них постоянно поддерживаются расчетные (проектные) значения сопротивлений.

В пределах одного типа выделяются подтипы с учетом горно-геологических (ГГ) и горнотехнических (ГТ) факторов, определяющих характер случайных изменений во времени сопротивлений выработок.

Случайное изменение сопротивления выработки определяется стохастической динамикой ее сечения, формы и шероховатости, которая обусловлена в основном действием горного давления.

На характер проявлений горного давления влияют следующие ГГ факторы: глубина разработки пласта; падение пласта; принадлежность выработки к пласту; степень устойчивости вмещающих пород.

Проявление горного давления зависит и от ряда ГТ факторов: наличие разгрузочных лав; способ охраны горных выработок; тип крепи; форма поперечного сечения выработки.

Случайные изменения во времени сопротивлений выработок зависят также и от вида применяемого в выработке транспорта, т.к. вид транспорта определяет график перекреплений выработки.

Предварительный этап шахтных экспериментов заключается в том, что на шахтах со сходными ГГ и ГТ условиями выделяются соответствующие подтипы выработок. Далее для каждого подтипа выбираются группы наблюдаемых выработок.

Ниже приводятся полученные в результате экспериментальных исследований оценки статистических характеристик случайного процесса старения для наиболее распространенных классификационных групп выработок и аппроксимирующие эти оценки функциональные зависимости.

Статистический анализ случайного процесса старения горных выработок выполнялся на основе полученных в результате проведения воздушно-депрессионных съемок (ВДС) данных об изменении во времени их сопротивлений.

Исследуемые классификационные группы выработок выбирались для следующих ГГ и ГТ условий: глубина разработки 1000 м $\pm$ 150 м; пологое падение пласта; пластовые и полевые выработки; неустойчивые вмещающие породы; подработка и надработка разгрузочными лавами и без них; способ охраны выработок — целик-целик, целик-выработанное пространство, выработанное пространство-выработанное пространство; арочная податливая крепь; арочная форма поперечного сечения выработки; конвейерный и рельсовый транспорт.

В результате для исследований было выбрано тринадцать классификационных групп выработок (см. рис. 1). Каждая группа имеет числовой код, состоящий из пяти разрядов, которые соответствуют варьируемым классификационным факторам: тип выработки; принадлежность пласту; наличие разгрузочных лав; способ охраны; вид транспорта. В случае отсутствия для данной группы какого-нибудь фактора, соответствующий ему разряд кода равен нулю.

На первом этапе шахтных экспериментов для каждой из этих групп была отобрана совокупность наблюдаемых объектов — участков выработок длиной по 180—200 м, т.к. в этом случае в соответствии с методикой проведения ВДС обеспечивается достаточная точность из-

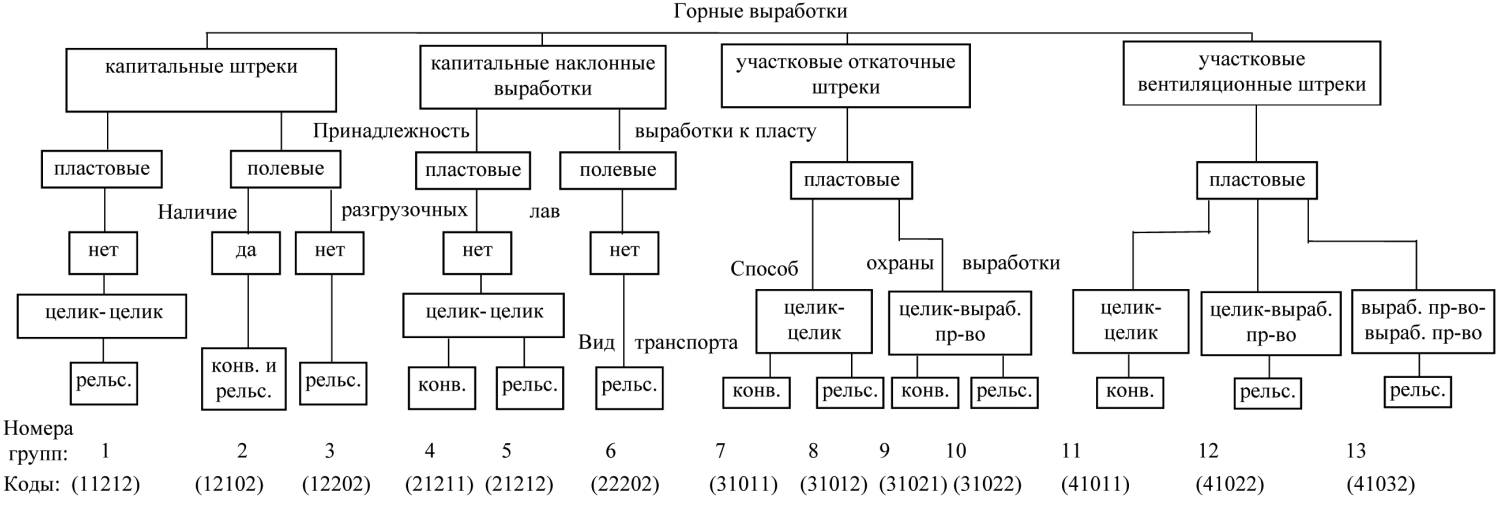

Рис. 1. Исследуемые классификационные группы горных выработок.

Таблица 1

Временной ряд значений сопротивлений для группы № 7 (код: 31011) (участковые откаточные штреки; пластовые; целик-целик; с конвейерным транспортом)

***t*, полугодие**	**0**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
r, нс^2/м^9	6,5	6,8	4,8	4,0	1,3	1,4	2,7	2,8
	7,0	6,5	7,8	5,3	2,4	2,5	2,8	2,7
	7,6	4,6	4,6	9,0	3,9	4,0	3,4	3,8
	8,4	6,2	6,5	10,2	3,5	3,6	3,9	3,0
	2,5	5,4	3,6	8,3	6,5	–	3,1	4,4
	5,7	8,2	4,0	5,2	12,0	–	4,4	4,0
	8,3	4,0	4,5	4,7	–	–	3,3	3,7
	5,0	4,6	16,8	4,6	–	–	3,7	3,7
	–	5,0	8,2	5,6	–	–	–	–
	–	7,4	10,0	–	–	–	–	–
	–	9,2	6,4	–	–	–	–	–
	–	4,9	3,2	–	–	–	–	–
	–	19,0	20,0	–	–	–	–	–
	–	16,3	21,4	–	–	–	–	–
	–	9,8	12,8	–	–	–	–	–
	–	9,8	13,9	–	–	–	–	–
	–	19,5	19,0	–	–	–	–	–
	–	6,4	11,8	–	–	–	–	–
	–	2,9	4,5	–	–	–	–	–
	–	2,7	8,6	–	–	–	–	–
	–	6,0	8,9	–	–	–	–	–
	–	5,4	3,9	–	–	–	–	–
	–	9,8	7,5	–	–	–	–	–
	–	–	5,6	–	–	–	–	–
	–	–	3,6	–	–	–	–	–
	–	–	3,5	–	–	–	–	–
	–	–	3,7	–	–	–	–	–
	–	–	5,0	–	–	–	–	–
	–	–	6,0	–	–	–	–	–
	–	–	6,1	–	–	–	–	–
	–	–	5,6	–	–	–	–	–
	–	–	5,5	–	–	–	–	–
	–	–	10,7	–	–	–	–	–

мерения депрессии. Всего было отобрано около 500 объектов. Их суммарная длина составила около 500 км (в среднем по 5 серий измерений на объекте, т.е. 500 об. · 0,2 км · 5 зам. = 500 км).

Изменение во времени сопротивления конкретной выработки представляет собой отдельную реализацию случайного процесса ее старения $R(t)$, который характерен для выработок данного подтипа.

На втором этапе шахтных экспериментов периодически измеряются значения каждой реализации случайного процесса старения, т.е. величины сопротивления $R^{(i)}(t_j)$ каждой из n наблюдаемых выработок данного подтипа (где i — номер выработки (т.е. реализации), t_j — «возраст» выработки в момент замера). Периодичность замеров зависит от скорости изменения сопротивления выработки, которая определяется типом выработки. Количество замеров выбирается с учетом того, чтобы получить не менее 4—6 точек графика $R(t)$ для одной выработки (т.е. одной реализации). В качестве $R^{(i)}(t)$ принимается удельное сопротивление выработки (сопротивление ее участка длиной 200 м). В результате для каждого из наблюдавшихся возрастов выработок t_j (j = 1,..., m) имеется выборка из n_j случайных чисел $R^{(i)}(t_j)$ (i = 1,..., n_j) — значений сопротивлений выработок, каждая из которых в один из замеров имела возраст равный t_j. Таким образом, для каждого момента времени t_j имеется n_j реализаций случайного процесса $R^{(i)}(t_j)$.

Второй этап шахтных экспериментов заключался в выполнении периодических измерений аэродинамических параметров объектов по стандартной методике проведения ВДС. Для капитальных выработок измерения выполнялись один раз в полгода, а для участковых — один раз в квартал. Наблюдения производились около двух лет. За этот срок на каждом из объектов групп 1—6 (капитальные выработки) (см. рис. 1) было выполнено по 4 серии измерений, а на каждом из объектов групп 7—13 (участковые выработки) — по 6 серий измерений. Таким образом, для каждой из реализаций случайного процесса старения было получено по 4—6 точек графика удельного сопротивления $r(t)$. При этом времена существования объектов, т.е. временной интервал, на котором была определена функция $r(t)$, составляли от 0 до 8 лет для участковых выработок и от 1 до 25 лет для капитальных выработок. Общий объем данных — свыше 2000 замеров.

На третьем этапе экспериментальных исследований усреднением по каждой выборке (т.е. по реализациям) определяются выборочное среднее $m_R(t_j)$ и выборочная дисперсия $D_R(t_j)$. Корреляционная функция случайного процесса старения $R(t)$ в силу его нестационарности (т.к. даже математическое ожидание $m_R(t) \neq$ const) является функцией двух переменных $K_R(t', t'')$. Оценка корреляционной функции такого вида является сложной и трудоемкой задачей. Поэтому исходный процесс $R(t)$ преобразовывается к стационарному путем рассмотрения т.н. нормированного процесса $R_0(t)$:

$$R_0^{(i)}(t_j) = (R^{(i)}(t_j) - m_R(t_j))/(D_R(t_j))^{0,5}. \quad (1)$$

Полученная последовательность случайных величин является стационарной и, следовательно, корреляционная функция нормированного процесса старения $R_0(t)$ является функцией одного переменного — временного интервала между отсчетами $\tau = t'' - t'$, т.е. $K_0(t',t'') = K_0(\tau)$, и ее оценка определяется простым усреднением по реализациям. Однако для тех моментов времени t_j, для которых количество наблюдаемых реализаций n_j процесса $R(t)$ мало, оценка корреляционной функции, получаемая усреднением по реализациям, будет иметь

низкую точность. Предполагая эргодичность нормированного случайного процесса старения $R_0(t)$, можно получить более точную оценку, используя вместо усреднения по реализациям усреднение по времени какой-нибудь одной i-ой из реализаций:

$$K_0(\tau_j) = \frac{\sum_{k=1}^{I} R_0^{(i)}(t_k) \cdot R_0^{(i)}(t_k + \tau_j)}{I - 1} \qquad (2)$$

Правомерность допущения об эргодичности процесса $R_0(t)$ обусловлена, как показано ниже, стремлением к нулю при $|\tau| \to \infty$ его корреляционной функции. Окончательно оценка корреляционной функции $K_R(t', t'')$ (где $t'' = t' + \tau$) исходного процесса старения $R(t)$ имеет вид:

$$K_R(t', t' + \tau) = K_0(\tau) \cdot (D_R(t') \cdot D_R(t' + \tau))^{0,5} \qquad (3)$$

Третий этап экспериментальных исследований заключался в статистической обработке результатов измерений значений отдельных реализаций случайного процесса старения $r^{(i)}(t)$ и определении для каждой классификационной группы оценок его статистических характеристик. Предварительно полученные для одной группы данные группировались по временным интервалам $[t_i, t_{i+1})$ с шагом равным одному полугодию, т.е. $\Delta t = t_{i+1} - t_i = 1$, полугодие. Для иллюстрации в табл. 1 приведены данные для классификационной группы № 7 (участковые откаточные штреки; пластовые; целик-целик; с конвейерным транспортом). При этом все значения, попавшие в интервал $[t_i, t_{i+1})$, относились для определенности к его левой границе, т.е. к моменту времени $t = t_i$. К рассмотрению принимались только интервалы, содержащие не менее четырех значений.

Затем усреднением данных, полученных в каждом временном сечении $t = t_j$, были определены временные зависимости выборочного среднего $m_R(t_j)$, выборочного среднеквадратического отклонения $\sigma_R(t_j)$ и корреляционной функции $K_0(\tau_j)$, т.е. оценки статистических характеристик процесса старения для всех классификационных групп выработок. В табл. 2 приведены значения этих оценок для выработок группы № 7 (здесь Δm и $(\sigma_{min}, \sigma_{max})$ — доверительные интервалы для выборочных среднего и среднеквадратического отклонения, соответствующие доверительной вероятности равной 0,9).

На завершающем, четвертом, этапе экспериментальных исследований были построены интерполирующие модели, которые аппроксимируют полученные в

Таблица 2

Оценки статистических характеристик процесса старения выработок группы № 7 (код: 31011) (участковые откаточные штреки; пластовые; целик-целик; с конвейерным транспортом)

T, полугодие	**0**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
N(T)	8	23	33	9	6	4	8	8
$m(T)$	6,375	7,843	8,121	6,322	4,933	2,875	3,413	3,513
$\Delta m(T)$	1,318	1,658	1,500	1,385	3,188	1,377	0,383	0,409
$\sigma(T)$	1,967	4,632	5,079	2,234	3,876	1,170	0,572	0,610
$\sigma_{min}(T)$	1,32	3,66	4,28	1,54	2,44	0,66	0,38	0,41
$\sigma_{max}(T)$	3,14	6,00	6,59	3,47	6,78	2,40	0,92	0,98
τ, полугодие	0	1	2	3	4	5	6	7
$K_0(\tau)$	1,000	–0,065	–0,126	0,149	0,150	0,066	–0,105	–0,589

Таблица 3

Статистические характеристики процесса старения горных выработок

Номер группы (код)	$m_R(t)$				$\sigma_R(t)$		$K_0(\tau)$	
	A_m	B_m	C_m	D_m	A_σ	B_σ	$A_к$	$B_к$
1 (11212)	1,929	2,390	0,200	0,290	0,949	–6,468	0,275	3,435
2 (12102)	3,454	0,354	–1,572	8,397	0,639	0,178	22,007	11,500
3 (12202)	8,544	–1,876	17,673	2,335	4,951	–25,709	0,736	0,948
4 (21211)	3,669	3,880	–5,977	0,180	4,799	–2,167	0,099	0,400
5 (21212)	3,162	2,923	–0,290	7,562	3,081	–2,601	0,382	0,763
6 (22202)	20,629	–8,335	7,089	14,392	10,811	–5,529	0,829	6,283
7 (31011)	3,871	2,637	–0,532	1,784	2,289	0,732	0,874	1,763
8 (31012)	5,125	0,507	1,897	8,021	1,571	0,443	1,519	3,906
9 (31021)	6,484	4,305	–3,774	0,080	2,609	0,651	0,517	–1,538
10 (31022)	4,603	3,547	–0,434	23,240	2,787	1,206	0,443	0,000
11 (41011)	9,241	–1,826	3,011	21,542	1,395	0,315	0,343	0,000
12 (41022)	5,448	1,612	–2,343	19,719	4,069	0,190	1,990	–9,425
13 (41032)	13,204	3,771	–15,708	6,509	15,405	–0,966	0,100	1,579

дискретные моменты времени t_j оценки статистических характеристик с помощью аналитических функций. Вид аппроксимирующих функций $m_R(t)$, $\sigma_R(t)$ и $K_0(\tau)$ был выбран из следующих соображений.

В виду того, что случайный процесс старения выработки $R(t)$ «зашумлен» потоком ее периодических профилактических ремонтов (перекреплений), то и изменение во времени статистических характеристик процесса $R(t)$ должно также носить периодический характер. Поэтому в выражениях для $m_R(t)$, $\sigma_R(t)$ и $K_0(\tau)$ должны присутствовать тригонометрические функции. Однако, несмотря на периодические перекрепления, сопротивление выработки со временем в среднем возрастает от ее начального (проектного) значения до некоторого конечного значения, т.е. $m_R(t_0) = R_{пр}$ и $m_R(t) \to R^{кон}$ при $t \to \infty$. Поскольку $R^{кон} \neq \infty$, то возрастание $m_R(t)$ следует отражать не полиномом, а функцией, имеющей конечный предел при $t \to \infty$, например, функцией вида $1 - \exp(-a \cdot t)$. Кроме того, по своему физическому и вероятностному смыслу функции $m_R(t)$ и $\sigma_R(t)$ не могут принимать отрицательных значений, а $K_0(\tau) \to 0$ при $\tau \to \infty$. Исходя из вышесказанного, функции, аппроксимирующие статистические характеристики процесса старения выработок $R(t)$, были выбраны в виде:

$$m_R(t) = A_m + B_m \cdot (1 + \cos(C_m \cdot t)) \cdot \cdot (1 - \exp(-D_m \cdot t)),\ \mu/200\ м \quad (4)$$

$$\sigma_R(t) = A_\sigma \cdot (1 + \sin(B_\sigma \cdot t)),\ \mu/200\ м \quad (5)$$

$$K_0(\tau) = \exp(-A_к \cdot \tau) \cdot \cos(B_к \cdot \tau). \quad (6)$$

Входящие в выражения (4)—(6) коэффициенты *A, B, C* и *D* определялись методом наименьших квадратов. Значения этих коэффициентов для всех классификационных групп приведены в табл. 3.

Построенные для всех групп графики функций (4)—(6) позволили сделать вывод о том, что выбранные интерполирующие модели удовлетворительно описывают экспериментальные оценки статистических характеристик $m_R(t_j)$,$\sigma_R(t_j)$ и $K_0(\tau_j)$. Для иллюстрации на рис. 2 приве-

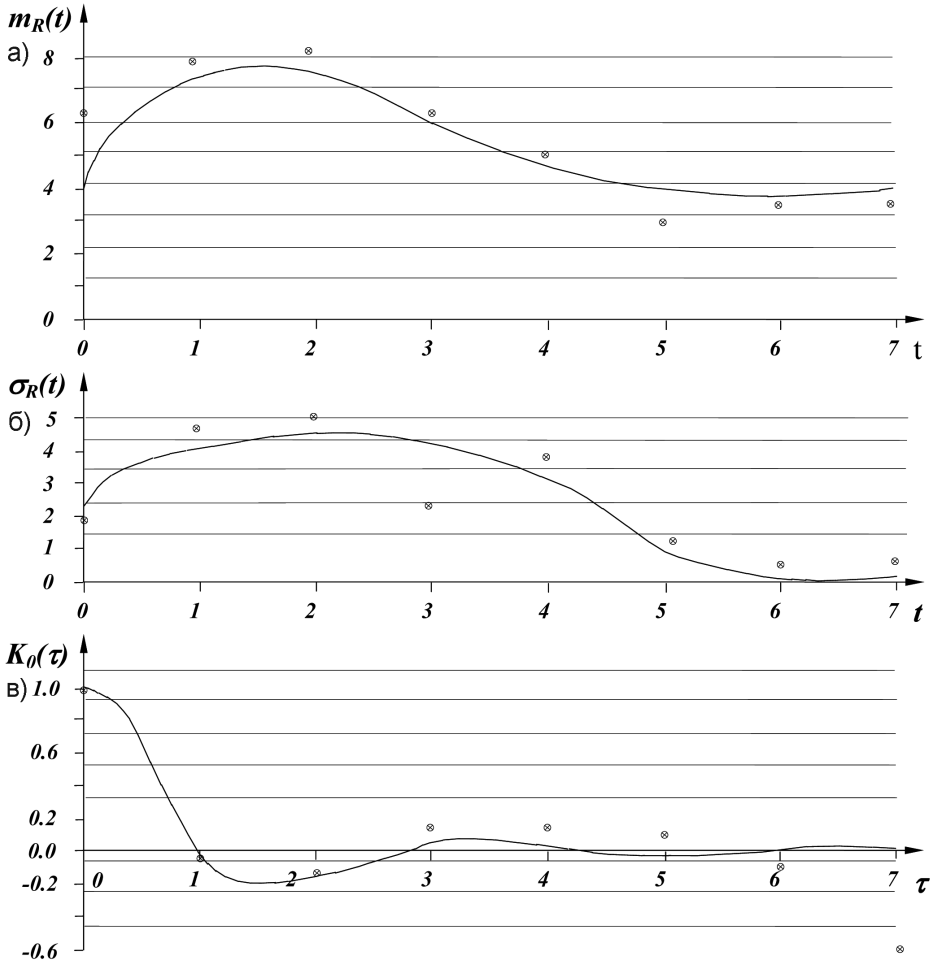

Рис. 2. Аппроксимация статистических характеристик процесса старения выработок группы № 7

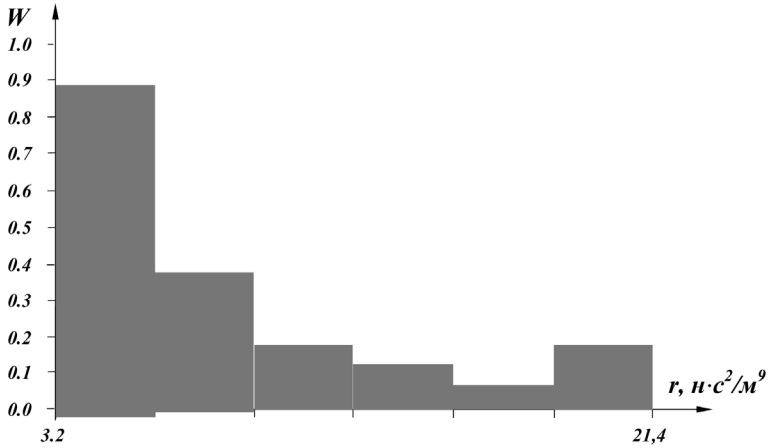

Рис. 3. Гистограмма процесса старения выработок группы № 7 (при t_j = 2, полугодия)

дены графики аппроксимирующих функций и экспериментальные оценки статистических характеристик для выработок группы № 7.

Модель случайного процесса старения выработок требует также знания его закона распределения. Поэтому для различных временных сечений t_j строились гистограммы (на рис. 3 приведена гистограмма для временного сечения $t_j = 2$ (полугодия) процесса старения выработок группы № 7).

Затем они программным путем оценивались на соответствие плотностям девяти наиболее распространенных законов распределения с помощью критерия согласия Колмогорова-Смирнова (уровень значимости принимался равным $\alpha = 0{,}05$). Результаты такой оценки позволили сделать вывод о том, что для всех выработок процесс старения $R(t)$ имеет логнормальный закон распределения с плотностью распределения вида:

$$f(R) = \exp(-(\ln R - a)^2/ /(2 \cdot \sigma^2))/(R \cdot \sigma \cdot (2 \cdot \pi)^{0,5}). \qquad (7)$$

Можно показать, что параметры логнормального закона распределения a и σ определяются по оценкам статистических характеристик процесса m_R и σ_R (см. (4)—(5)) следующим образом:

$$a = \ln(m^2_R/(m^2_R + \sigma^2_R)^{0,5}), \qquad (8)$$

$$\sigma^2 = \ln((m^2_R + \sigma^2_R)/m^2_R). \qquad (9)$$

Следует заметить, что логнормальный закон распределения процесса $R(t)$ согласуется как с физическим смыслом (сопротивление выработки $R > 0$), так и с результатами исследований сопротивлений выработок в статике (т.е. при фиксированном t_j).

Случайный процесс аэродинамического старения выработок $R(t)$ и его статистические характеристики (4)—(9) (с учетом (3)) отражают постепенные изменения сопротивления выработок.

Полученные в настоящей статье оценки этих статистических характеристик входят в состав статистической компоненты информационного обеспечения алгоритма синтеза надежных и эффективных ШВС. Синтез надежных и эффективных ШВС позволит повысить аэрологическую безопасность горного производства и улучшить условия труда шахтеров.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Ушаков К. З., Ушаков В. К.* Статистическая оценка надежности функционирования шахтных вентиляционных систем // Физико-технические проблемы разработки полезных ископаемых. — 1990. — № 1. — С. 89—92.

2. *Гмурман В. Е.* Теория вероятностей и математическая статистика. Учебное пособие для вузов. — М.: Высшая школа, 2003. — 479 с.

3. *Каледина Н. О.* Обоснование параметров систем вентиляции высокопроизводительных газообильных угольных шахт // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2011. — ОВ7. Аэрология, метан, безопасность. — С. 261—271.

4. *Шкундин С. З., Хиврин М. В., Шварцман А. Г.* Критерии оценки эффективности многофункциональных систем безопасности угольных шахт // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2012. — № 11. — С. 340—351.

5. *Ушаков В. К.* Моделирование случайных потоков дискретной динамики шахтных вентиляционных систем с целью улучшения условий труда // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2014. — № 9. — С. 206—210.

6. *Ушаков В. К.* Проблема надежности и эффективности шахтных вентиляционных систем // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2015. — № 4. — С. 240—248.

7. *Ушаков В. К.* Методология синтеза надежных и эффективных шахтных вентиляционных систем для управления безопасностью труда // Горный информационно-аналитический бюллетень. — 2016. — № 12. — С. 102—114. ГИАБ

КОРОТКО ОБ АВТОРЕ

Ушаков Владимир Кимович — доктор технических наук, профессор,
НИТУ «МИСиС», e-mail: ud@msmu.ru.

ISSN 0236-1493. Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'. 2017. No. 11, pp. 210–219.

UDC 622.4:622.019.3

V.K. Ushakov

STATISTICAL CHARACTERISTICS OF STOCHASTIC AERODYNAMIC AGEING PROCESS IN UNDERGROUND OPENINGS IN MODELING AEROLOGICAL SAFETY FOR MINING ACTIVITIES

A procedure has been developed for mine observations and estimation of statistical characteristics in the stochastic process of aerodynamic ageing of underground openings—sample mean, dispersion and correlation function, as well as the probability density. The process of ageing in underground openings is experimentally studied. All openings are classified into 13 groups in conformity with the varied and influence factors. The time dependences between the sample mean, standard deviation and correlation function of the ageing process are obtained for all classification groups of underground openings. Interpolation models to approximate the estimates of the statistical characteristics are constructed. It is found that the process of ageing in underground openings follows the log–normal law of distribution. The resultant estimates of the statistical characteristics are included in the statistical component of the information support for the synthesis algorithm of safe and efficient mine ventilation systems.

Key words: aerological safety of work, mine ventilation system, stochastic process of aerodynamic ageing of underground openings, statistical characteristics, interpolation models.

DOI: 10.25018/0236-1493-2017-11-0-210-219

AUTHOR

Ushakov V.K., Doctor of Technical Sciences, Professor,
National University of Science and Technology «MISiS»,
119049, Moscow, Russia, e-mail: ud@msmu.ru.

REFERENCES

1. Ushakov K. Z., Ushakov V. K. *Fiziko-tekhnicheskie problemy razrabotki poleznykh iskopaemykh*. 1990, no 1, pp. 89—92.
2. Gmurman V. E. *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika*. Uchebnoe posobie dlya vuzov (Probability theory and mathematical statistics. Higher educational aid), Moscow, Vysshaya shkola, 2003, 479 p.
3. Kaledina N. O. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2011. Special edition 7, pp. 261—271.
4. Shkundin S. Z., Khivrin M. V., Shvartsman A. G. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2012, no 11, pp. 340—351.
5. Ushakov V. K. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2014, no 9, pp. 206—210.
6. Ushakov V. K. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2015, no 4, pp. 240—248.
7. Ushakov V. K. *Gornyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'*. 2016, no 12, pp. 102—114.