УДК 622.232-192

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ЗАБОЙНОГО ОБОРУДОВАНИЯ НА ОСНОВАНИИ СТАТИЧЕСКИХ ДАННЫХ ОБ ОТКАЗАХ

Ю.В. СТАРОВОЙТОВ, В.С. СТАРОВОЙТОВ, канд. техн. наук И.М. ЗАЯЦ
(Солигорский Институт проблем ресурсосбережения с Опытным производством)

Установлено, что для получения интервальных оценок показателей надежности и функций надежности элементов необходимо использование специальных методов определения законов распределения случайных величин.

Исходя из того, что статистический материал для определения показателей надежности представляет собой конечную выборку данных обычно небольшого объема, то определение показателей надежности связано с решением двух главных задач математической статистики:

- оценки неизвестных параметров выборки;
- проверки статистических гипотез.

При известных законах распределения случайных величин вычисления сводятся к определению точечных и интервальных оценок показателей надежности.

Получение точечных оценок параметров выборок основано на использовании метода наибольшего правдоподобия Фишера [1].

Интервальные оценки показателей надежности определяются путем установления их верхней и нижней доверительных границ с использованием методов, достаточно подробно изложенных в работе [2].

В связи с тем, что обычно возникают затруднения в определении доверительных границ для коэффициента готовности, представляющего собой отношение вида

$$K_Г = \frac{T}{T + T_B}, \tag{1}$$

среднее квадратичное отношение коэффициента готовности равно

$$\sigma_{K_Г} = K_Г\left(t - K_Г\right)\sqrt{\frac{v_t^2}{n_t} + \frac{v_{t_B}^2}{n_{t_B}}}, \tag{2}$$

где v_t и v_{t_B} – коэффициент вариаций случайных значений времени работы t оборудования между отказами и времени восстановления t_B; n_t и n_{t_B} – количество реализаций t и t_B.

Согласно [2]

$$\sigma_{K_Г} = K_Г^2 \frac{T_B}{T}\sqrt{\frac{\sigma_T^2}{T} + \frac{\sigma_{T_B}^2}{T_B}}. \tag{3}$$

Поскольку из (1) $T_B = T\frac{1-K_Г}{K_Г}$, а $\sigma_T = \frac{\sigma t}{\sqrt{n_t}}$ и $\sigma_{T_B} = \frac{\sigma t_B}{\sqrt{n_{t_B}}}$ получим формулу (2).

В частном случае, когда $n_t = n_{t_B} = n$, выражение (2) будет иметь вид:

$$\sigma_{K_Г} = K_Г\left(1 - K_Г\right)\sqrt{\frac{v_t^2 + v_{t_B}^2}{n}}. \tag{4}$$

При экспоненциальных распределениях t и t_B, $vt = v_{tB} = 1$, поэтому

$$\sigma_{K_Г} = K_Г\left(1 - K_Г\right)\sqrt{\frac{2}{n}}. \tag{5}$$

Нижняя и верхняя доверительные границы коэффициента готовности определяются по формулам, приведенным в работе [2]:

$$K_Г^Н = K_Г - \sigma_{K_Г} Z\gamma , \quad (6)$$

$$K_Г^Н = K_Г + \sigma_{K_Г} Z\gamma . \quad (7)$$

Вспомогательная величина $Z\gamma$ принимается по таблице.

Значения показателей

γ	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
$Z\gamma$	1,282	1,440	1,645	1,960	2,576

В случае использование для определения показателей надежности выборок малого объема (например, при определении показателей надежности с доверительной вероятностью у = 0,8 и относительной ошибкой 5 = 0,2 объем выборки может лежать в пределах 5...25 в зависимости от закона распределения случайной величины) определению выборочных оценок показателей надежности должна обязательно предшествовать проверка однородности членов выборки с целью исключения резко выделяющихся значений случайной величины.

В практике исследований надежности забойного оборудования для оценки однородности выборок применяются в настоящее время критерии Грэббса и Ирвина [3], которые служат для проверки однородности выборок, полученных из нормальной совокупности.

Учитывая большую роль экспоненциального закона распределения случайных величин при исследованиях надежности сложного оборудования очистных забоев, целесообразно также применение критериев для проверки однородности случайных величин в случае экспоненциального распределения.

Такими критериями могут служить критерии Фишера и Хартли [1]. При использовании критериев определяются безразмерные величины:

$$\partial_ф = \frac{X\,max}{\sum_{i=1}^{n} Xi}, \quad (8)$$

$$\partial_x = \frac{X\,max}{X\,min}. \quad (9)$$

Если $\partial_ф \ge \left[\partial_ф\right]_\alpha$ или $ln\partial_x \ge ln\left[\partial_x\right]_\alpha$, то в первом случае величины *Xmax*, а во втором *Xmax* и *Xmin* отбрасываются.

Допускаемые величины $\left[\partial_ф\right]_\alpha$ и $ln\left[\partial_x\right]_\alpha$ для уровней значимости $\alpha = 0{,}05$ могут быть определены из графиков, построенных по табличным данным, приведенным в работе [1].

Когда же распределение случайных величин неизвестны, этапу определения интервальных оценок показателей надежности должны предшествовать вычисления, связанные с процедурой определения законов распределения.

Знание законов распределения необходимо как для получения интервальных оценок показателей надежности, так и функций надежности, которые связаны с интегральной *F(t)* и дифференциальной *f(t)* функциями распределения случайных величин следующими зависимостями [1]:

$$P(t) = 1 - F(t), \quad (10)$$

$$P(t) = 1 - \int_0^t f(t)\,d(t). \quad (11)$$

Наиболее удобной и наглядной формой графического представления распределения непрерывных случайных величин, полученных экспериментальным путем, которая позволяет принимать решения полного вероятностного описания исследуемой случайной величины, является гистограмма.

При общепринятом классическом методе построения гистограмм для определения числа K интервалов группирования случайной величины применяется правило Старджесса, согласно которому

$$K = 1 + 3{,}3\,lg\,n\,, \tag{12}$$

при этом K должно быть не менее пяти-шести [1].

Длина интервалов группирования случайной величины находится из выражения:

$$I = \frac{X\,max - X\,min}{K}\,, \tag{13}$$

где $X\,max - X\,min$ – размах варьирования случайной величины.

Полученные интервалы имеют одинаковую длину.

Минимальное количество значений случайной величины, согласно исследованиям Манна и Вальда, должно быть не менее 5.

Для проверки согласованности эмпирического и теоретического распределений могут применяться графический и вычислительный методы.

Графический метод поверки гипотез о законах распределения с помощью вероятности бумаги был разработан Хаденом. Правила пользования вероятностными бумагами экспоненциального, нормального, логарифмически-нормального распределений и распределения Вейбулла изложены в работе [4].

Этот метод позволяет быстро проверить согласованность распределений и им целесообразно пользоваться только в качестве первого шага при проверке статистических гипотез.

Широко распространенным численным методам оценки возможности принятия гипотезы о законе распределения случайной величины на основании ее эмпирического распределения является метод, основанный на применении критерия «X^2», разработанного Пирсоном [5].

Применение классического метода построения гистограмм для определения законов распределения случайных величин предполагает использование выборок, содержащих не менее 150...200 значений случайной величины.

При исследованиях надежности элементов очистных комплексов, имеющих довольно высокую безотказности *в* работе, получение указанного количества данных представляет трудноразрешимую задачу. Поэтому для получения интервальных оценок показателей надежности таких элементов приходится практически использовать выборки, содержащие от нескольких десятков до 5...10 значений случайной величины. В этой связи для получения интервальных оценок показателей надежности и функций надежности элементов необходимо использование специальных методов определения законов распределения случайных величин на основе малых выборок.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гнеденко Б.В., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности. - М.: Наука, 1965.
2. Шор Я.Б. Статические методы анализа и контроля надежности. - М.: Советское радио, 1962.
3. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля надежности. - М.: Советское радио, 1962.
4. Герцбах И.В., Кордонский Х.Б. Модели отказов. - М.: Советское радио, 1966.
5. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969.