

РАЗРАБОТКА НАУЧНО-МЕТОДИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ АВТОМАТИЗИРОВАННЫХ СИСТЕМ ОХРАНЫ СТАЦИОНАРНЫХ ОБЪЕКТОВ НА ОСНОВЕ СТАТИСТИКИ ИХ ЭКСПЛУАТАЦИИ

1. Методические положения по формированию исходных данных для оценки технического состояния автоматизированных систем охраны

В последние годы проблема обеспечения инженерно-технической защиты информации, а также обеспечения безопасности личности и собственности стоит как никогда остро.

Игнорирование использования технических средств при охране объектов в современных условиях приводит к интенсивному увеличению численности персонала охраны и, соответственно, денежных затрат на его содержание. Так, один круглосуточный пост требует в среднем привлечения 5,2 человека при ежемесячных затратах на их содержание от 6,5 до 10 тыс. долларов [6] в зависимости от специфики объекта. Ежемесячные же расходы на обеспечение круглосуточного контроля равноценного участка охраны при применении технических средств охраны составляют от 1 до 1,5 тыс. долларов. Многочисленные эксперименты и анализ статистических данных показывают, что вероятность обнаружения нарушителя часовым в среднем составляет 0,5–0,8 в светлое время, а при неблагоприятных условиях и в темное время суток не более 0,4. Эффективность охраны объектов при этом способе не превышает 0,5–0,6. Поддержание же надежной охраны даже на указанном уровне возможно лишь при наличии высоких моральных и физических качеств у персонала подразделений охраны.

В соответствии с действующей системой эксплуатации на объектах охраны проводится учет отказов и неисправностей автоматизированных систем охраны (АСО), характеризующих статистику эксплуатации системы охраны за определенный период. Отказы и неисправности АСО составляют исходные данные (ИД) для оценки их текущего технического состояния и прогнозирования его изменения во времени. На основе анализа представленных ИД принимается решение по организации поддержания систем в готовности к применению по назначению.

Материалы по техническому состоянию систем оформляются в виде ежегодных научно-технических отчетов [1]. В них в качестве количественного показателя надежности АСО используется средняя частота появления неисправностей $\hat{\omega}_{cp,i}$, возникающих в однотипных функционально завершенных узлах АСО (подсистемах), в расчете на одну позицию в год:

$$\hat{\omega}_{cp,i} = \frac{n_i}{N_i \Delta t}, [1/\text{год}], \quad (1)$$

где n_i – общее количество неисправностей в однотипных подсистемах АСО за период эксплуатации $\Delta t = 1$ год;

N_i – количество однотипных подсистем.

В результате обработки ИД по каждой подсистеме АСО достоверно становятся известны:

- среднее количество неисправностей $\hat{\omega}_{cp,i}$;
- суммарные затраты времени на восстановление работоспособного состояния T_B ;
- общее число наблюдаемых подсистем N .

При формировании исходных данных для оценки текущего технического состояния АСО приняты следующие допущения:

- оценка параметров генеральной совокупности проводится для конечного числа N_i ее однотипных подсистем эксплуатируемых АСО;



- под неисправностью подсистемы АСО понимается такое ее состояние, при котором она не соответствует хотя бы одному из требований эксплуатационной документации;
- возникновение неисправностей в системе является случайным событием;
- АСО относятся к системам, в которых неисправные элементы немедленно восстанавливаются или заменяются на исправные;
- поток неисправностей, возникающий во всей совокупности эксплуатируемых АСО, можно представить результатом испытаний M групп (типов подсистем) по N_1, N_2, \dots, N_M подсистем (однотипных) в каждой группе;
- все подсистемы при эксплуатации АСО функционируют непрерывно;
- интенсивность неисправностей в течение времени Δt является постоянной величиной, то есть поток неисправностей, возникающих в подсистемах АСО, подчиняется экспоненциальному закону распределения;
- данные по неисправностям, полученные за время эксплуатации систем, можно принять соответствующими статистическому плану испытаний [2], согласно которому N_i — количество однотипных подсистем, испытываемых до заранее заданного времени Δt с мгновенной заменой (восстановлением) неисправных элементов и фиксацией их случайного числа $\hat{n}_i(Dt) = \hat{n}_i$.

С учетом принятых допущений может быть определен порядок проведения оценки показателей надежности АСО. В качестве оценки интенсивности неисправностей $\lambda(t)$ принята вероятность возникновения неисправности за некоторый промежуток времени при условии, что до этого момента неисправностей не было:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)}, \quad (2)$$

где $f(t)$ — плотность распределения вероятностей длительности безотказной работы;

$F(t)$ — функция распределения длительности безотказной работы.

Интенсивность неисправностей восстанавливаемой системы, состоящей из разнородных по надежности подсистем и агрегатов, может быть определена из опытных данных как средняя частота неисправностей за промежуток времени Δt :

$$\hat{\Lambda}(t) = \frac{n}{\Delta t} \quad (1/\text{год}). \quad (2^*)$$

Неисправности восстанавливаемых АСО образуют суммарный поток неисправностей, входящих в их состав различных групп подсистем:

$$\hat{\Lambda}(t) = \sum_{i=1}^M \hat{\omega}_{cp,i}(t), \quad (3)$$

где $\hat{\omega}_{cp,i}$ — средняя частота появления неисправностей в i -й подсистеме.

Учитывая, что в существующей системе эксплуатации АСО статистическая информация о неисправностях поступает из различных мест (объектов охраны) или одного источника отдельными группами за определенный период (за год), возникает необходимость объединения и осреднения полученных в ходе эксплуатации АСО данных для определения законов распределения.

Наработка на неисправность по данным какого-либо источника (ε) в однотипных подсистемах может быть представлена:

$$T_{\varepsilon} = \frac{1}{\lambda_{\varepsilon}}. \quad (3^*)$$

Усредняя величины T_{ε} и λ_{ε} по d источникам информации, получим:

$$T_{cp} = \frac{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon} T_{\varepsilon}}{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}} = \frac{\sum_{\varepsilon=1}^d N_{\varepsilon} \Delta t}{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}}; \quad (4)$$



$$\sigma(T_{cp}) = \frac{T}{\sqrt{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}}}, \quad (5)$$

где T — средний срок службы исследуемых однотипных подсистем;
 $\sigma(T_{cp})$ — среднее квадратическое отклонение значения осредненной величины среднего срока службы однотипных подсистем.

С учетом полученных выражений (4) и (5) значения показателя осредненной величины интенсивности возникновения неисправностей λ_{cp} и оценка разброса ее среднего значения в однотипных подсистемах вычисляются [3, 4] по формулам:

$$\lambda_{cp} = \frac{1}{T_{cp}} = \frac{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}}{\sum_{\varepsilon=1}^d \frac{n_{\varepsilon}}{\lambda_{\varepsilon}}} = \frac{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}}{\sum_{\varepsilon=1}^d N_{\varepsilon} \Delta t}; \quad (6)$$

$$\sigma(\lambda_{cp}) = \frac{\sqrt{\sum_{\varepsilon=1}^d n_{\varepsilon}}}{T}, \quad (7)$$

где $\sigma(\lambda_{cp})$ — среднее квадратическое отклонение значения показателя осредненной величины интенсивности возникновения неисправностей в однотипных подсистемах.

Для принятого плана наблюдений [2] нижний и верхний доверительные интервалы $\hat{\lambda}_n$, $\hat{\lambda}_b$ оценки интенсивности возникновения неисправностей $\hat{\lambda}_i$ для однотипных подсистем с доверительной вероятностью γ можно определить по следующим выражениям [2]:

$$\lambda_n = \frac{a_{1-\gamma}(\hat{n}_i - 1)}{N_i \Delta t} = \frac{1}{2N_i \Delta t} \chi_{1-\gamma}^2(2\hat{n}_i); \quad (8)$$

$$\lambda_b = \frac{a_{1-\gamma}(\hat{n}_i - 1)}{N_i \Delta t} = \frac{1}{2N_i \Delta t} \chi_{1+\gamma}^2(2\hat{n}_i), \quad (9)$$

где $a_{\alpha}(k) = \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha}^2(2k + 2)$;

$a_{\alpha}(k)$, (χ^2) — квантили распределения Пуассона и квантили $\chi_{\alpha}^2(k)$ распределения хи-квадрат;

α — параметр закона распределения Пуассона,

$\hat{n}_i(Dt) = \hat{n}_i > 0$ — случайного числа отказов за время Δt ;

N_i — количество однотипных подсистем, испытываемых до заранее заданного времени Δt , с мгновенной заменой (восстановлением) неисправных элементов и фиксацией их случайного числа $\hat{n}_i(Dt) = \hat{n}_i$.

Для повышения точности оценки среднего значения интенсивности неисправностей она должна проводиться на основе данных по всем системам охраны, находящимся в эксплуатации на начало 2013 г. (на примере охраны типового объекта).

Например, выборка для систем различного типа составила:

АСО I типа (1975 г.) — 116 систем;

АСО II типа (1976 г.) — 184 системы;

АСО III типа (1989 г.) — 61 система;

АСО объектов с большими периметрами (АСО ОБП) — 39 систем.



Достоверность оценки λ_i может быть проверена с использованием доверительных интервалов (8), (9). Расчеты показывают, что для доверительной вероятности 0,9, принятой при проведении испытаний АСО объектов охраны, точность оценок среднего значения интенсивности неисправностей составляет не ниже 14 % для АСО I и II типов, 21 % для АСО III типа и 25 % для АСО объектов с большими периметрами.

Таким образом, разработаны методические положения по формированию исходных данных, обеспечивающих полную и объективную оценку технического состояния существующих АСО, находящихся в эксплуатации за пределами гарантийного ресурса. Показано, что указанное формирование должно проводиться на основе статистического анализа отказов и неисправностей АСО, накапливаемых за определенный период в ходе их эксплуатации на различных объектах охраны.

2. Статистическая модель изменения уровня надежности АСО при длительной эксплуатации

2.1. Определение законов распределения значений показателей надежности по статистическим данным

Отметим следующие особенности эксплуатации АСО, влияющие на рассматриваемый закон распределения показателя надежности:

- при эксплуатации АСО в их подсистемах и агрегатах возникают неисправности двух типов: внезапные, связанные с неисправностями элементов по причине скрытых в них производственных дефектов, и постепенные, вызванные старением и износом. Появление последних характерно при длительной эксплуатации систем;
- составные части системы находятся в различных условиях эксплуатации (одни на открытом воздухе, другие в помещениях);
- при эксплуатации АСО проводятся превентивные и вынужденные замены элементов, в результате чего элементы в изделиях оказываются еще и перемешанными по сроку службы;
- системы охраны вводились в эксплуатацию в различные сроки и имеют различные наработки.

Все эти особенности эксплуатации систем охраны в интегрированном виде содержатся в материалах сводных донесений о неисправностях на объектах охраны и учтены при обработке информации по неисправностям систем.

Согласно проведенным исследованиям, в качестве наиболее типичной модели неисправностей в АСО при длительной постгарантийной эксплуатации следует считать одновременное действие обоих типов неисправностей [1].

Для определения плотности распределения показателя надежности воспользуемся уравнением (6) и построим гистограмму по статистическим данным интенсивности возникновения неисправностей в подсистемах АСО для каждого промежутка времени, равного одному году.

Полученную гистограмму распределения аппроксимируем кривой интенсивности неисправностей $\lambda_i(t)$. Результаты аппроксимации представлены на рис. 1. Из рис. 1 следует, что на отрезке $(0, t_{II})$ зависимости $\lambda_i(t)$ наблюдается примерное постоянство интенсивности неисправностей. Данный отрезок соответствует периоду нормальной эксплуатации АСО, и его наличие объясняется тем, что скрытые производственные, технологические дефекты и конструктивные недостатки устраняются до поступления систем в эксплуатацию путем приработки их элементов и подсистем в заводских условиях. Интенсивность неисправностей на этом периоде эксплуатации описывается экспоненциальным законом распределения времени безотказной работы [1].

Отрезок времени (t_{II}, t) характеризуется заметным ростом интенсивности неисправностей, так как с момента времени t_{II} начинают проявляться старение элементной базы и материалов, а также износ подвижных соединений в подсистемах АСО.



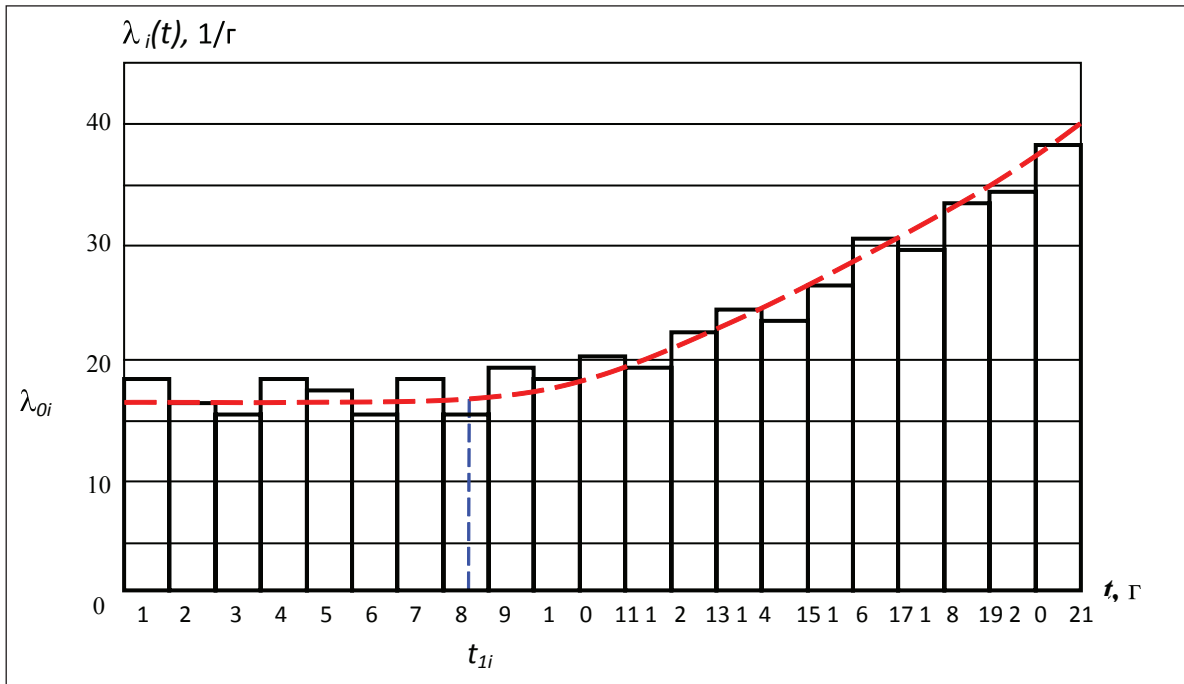


Рис. 1. Характер зависимости интенсивности неисправностей подсистем (агрегатов) АСО от времени эксплуатации

Из изложенного следует, что плотность распределения интенсивности неисправностей подсистем АСО может быть представлена в виде суперпозиции двух законов распределения, выбор которых предстоит оценить по полученным статистическим данным.

Для решения этой задачи опишем характер изменения интенсивности неисправностей $\lambda_i(t)$ i -й подсистемы АСО аналитической функцией подходящего вида и построим соответствующую вероятностную модель.

Анализ зависимости, приведенной на рис. 1, позволяет заключить, что плотность распределения интенсивности неисправностей может быть описана соотношением:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_{0i} e^{-\lambda_{0i} t} & \text{при } 0 < t < t_{1i}; \\ \Theta(t) & \text{при } t > t_{1i}. \end{cases} \quad (10)$$

где λ_{0i} — средняя интенсивность неисправностей i -й подсистемы АСО на интервале времени от 0 до t_{1i} ;

$\Theta(t)$ — плотность распределения интенсивности неисправностей на участке от t_{1i} до t .

С учетом выражения (2) находим, что в нашем случае интенсивность неисправностей имеет вид:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - \int_0^{t_{1i}} f(x) dx + \int_{t_{1i}}^t f(x) dx}. \quad (11)$$

Подставив выражение (10) в формулу (11) и преобразовав ее, получим

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_{0i} & \text{при } 0 < t < t_{1i}; \\ \frac{\Theta(t)}{e^{-\lambda_{0i} t_{1i}} + \int_{t_{1i}}^t \Theta(x) dx} & \text{при } t > t_{1i}. \end{cases} \quad (12)$$



Таким образом, согласно выражению (12), экспоненциальным законом распределения интенсивности неисправностей в подсистемах АСО можно воспользоваться лишь на этапе их нормальной эксплуатации на временном отрезке $(0, t_{ii})$. При эксплуатации на отрезке времени (t_{ii}, t) вероятность возникновения неисправностей меняется с течением времени, а следовательно, ему соответствует другой закон распределения. Для его определения проанализируем некоторые из них [1].

Нормальное распределение не во всех случаях может оказаться приемлемым в качестве статистической модели для времени безотказной работы, так как нормально распределенная случайная величина может принимать отрицательные значения, что несовместимо с понятием времени безотказной работы.

Применение равномерного распределения в качестве статистической модели для времени безотказной работы также может быть ограничено, поскольку существует определенный верхний предел, до которого должна возникнуть неисправность. Таким образом, когда t стремится к верхнему пределу, интенсивность неисправностей будет стремиться к бесконечности, так как все те элементы, которые еще не вышли из строя, должны выходить из строя во все уменьшающемся промежутке времени.

Анализ показывает, что наиболее приемлемым в рассматриваемом случае является закон распределения Вейбулла, применяемый в качестве статистической модели для времени безотказной работы на основе экспериментальных данных в случаях, когда $\lambda(t)$ есть дифференцируемая функция от t , строго возрастающая в интервале от 0 до ∞ [1, 2]. В отличие от показательного распределения, закон Вейбулла является двухпараметрическим, что делает его более универсальным. При различных значениях параметров он может превращаться в экспоненциальное, нормальное или другие распределения.

С учетом изложенного для описания аналитической функции, представленной на рис. 1 на участке времени $t > t_{ii}$, воспользуемся распределением Вейбулла.

Функция распределения закона Вейбулла описывается уравнением

$$\Theta(t) = \begin{cases} 0 & \text{при } t < 0; \\ 1 - e^{-\beta t^\alpha} & \text{при } t > 0. \end{cases} \quad (13)$$

где β – параметр масштаба кривой распределения Вейбулла;

α – параметр формы кривой.

Указанные параметры являются положительными величинами, причем $\alpha_i > 1$. Подставим в выражение (12) вместо $\Theta(x)$ уравнение (13) и получим следующее соотношение:

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_{0i} & \text{при } 0 < t < t_{ii}; \\ \alpha \beta t^{\alpha-1} & \text{при } t > t_{ii}. \end{cases} \quad (14)$$

В модели интенсивности отказов, описываемой соотношением (14), неопределенными остались лишь параметры рассмотренных законов распределения.

Выражение (14) для i -й подсистемы АСО может быть записано в виде

$$\lambda_i(t) = \lambda_{0i} + u(t - t_{ii}) \alpha_i \beta_i (t - t_{ii})^{\alpha_i - 1}, \quad (15)$$

где

$$u(t - t_{ii}) = \begin{cases} 0 & \text{при } t < t_{ii}; \\ 1 & \text{при } t \geq t_{ii}. \end{cases}$$

Соотношение (15) описывает интенсивность отказов i -й подсистемы как функцию времени по характеру изменения, соответствующую графику на рис. 1.

2.2. Оценка параметров потока неисправностей подсистем АСО по результатам длительной эксплуатации

Оценка параметров потока неисправностей проводится графоаналитическим методом с использованием итерационной процедуры обработки. Начальные значения λ_{0i} и t_{ii} для каждой



из подсистем АСО определяются непосредственно из графиков зависимости интенсивности неисправностей от времени эксплуатации (строятся по эмпирическим данным, полученных с объектов охраны). Для этих значений находятся параметры α_i и β_i путем решения следующей задачи [5]:

найти такие α_i и β_i , что

$$\sum_{\xi=1}^{\theta} S_{\xi} - \int_0^t \lambda_{0i} + \alpha_i \beta_i (t - t_{1i})^{\alpha_i - 1} dt \rightarrow 0, \quad (16)$$

где $\sum_{\xi=1}^{\theta} S_{\xi}$ – площадь под ломаной линией (рис. 1);

$\int_0^t \lambda_{0i} + \alpha_i \beta_i (t - t_{1i})^{\alpha_i - 1} dt$ – площадь под кривой (рис. 1).

После преобразования выражения (16) получим:

$$\sum_{\xi=1}^{\theta} S_{\xi} - [\lambda_{0i} t + \beta_i (t - t_{1i})^{\alpha_i}] \rightarrow 0. \quad (17)$$

Подставляя найденные на первом шаге итерации параметры α_i и β_i в выражение (17), повторим решение сформулированной задачи, но относительно параметров λ_{0i} и t_{1i} , что завершает первый шаг итерации. Далее процедура вычисления повторяется на следующем шаге итерации с новыми (найденными на текущей итерации) значениями λ_{0i} и t_{1i} и т. д. до тех пор, пока погрешность не будет минимальной.

При определении параметров α_i и β_i воспользуемся тем, что [1, 2]:

- параметр α_i может изменяться в пределах от 1 до 3,3; рекомендуемый шаг итерации 0,01;
- параметр β_i может изменяться в пределах от 0,01 до 0,15; рекомендуемый шаг итерации 0,001.

Значения оценок показателей надежности и параметров закона распределения Вейбулла для подсистем АСО представлены в таблицах 1, 2.

Таблица 1. Значения показателей надежности и параметров закона распределения Вейбулла подсистем АСО I, II, III типов

Подсистемы	Параметры											
	$\lambda_0, 1/\Gamma$			α			β			t_1, Γ		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
ТСО	17,0	17,0	19,0	2,60	2,60	2,62	0,085	0,085	0,110	5	5	7
АУ	5,0	4,0	6,0	2,35	2,32	2,40	0,038	0,035	0,041	15	15	10
АЭП	2,5	2,0	2,7	2,25	2,24	2,27	0,028	0,025	0,033	8	12	10
ЭЗ	3,0	3,0	3,0	2,50	2,50	2,50	0,027	0,027	0,027	7	8	8
БПУ	1,5	1,5	1,5	2,40	2,40	2,40	0,014	0,014	0,014	10	10	10
СКП	2,0	2,0	2,0	2,30	2,30	2,30	0,04	0,04	0,04	5	5	5

Таблица 2. Значения показателей надежности и параметров закона распределения Вейбулла подсистем АСО ОБП

Подсистемы	Параметры			
	$\lambda_0, 1/\Gamma$	α	β	t_1, Γ
ТСО	28,0	2,65	0,137	6



АУ	7,0	2,55	0,051	10
АЭП	3,5	2,50	0,035	10
ЭЗ	6,0	2,30	0,054	8
ТСО _в	1,5	2,50	0,017	6
СКУД	1,2	2,40	0,015	8
СКП	4,5	2,35	0,018	6

Таким образом, определена статистическая модель изменения уровня надежности АСО при длительной эксплуатации и показано, что данная модель представляет собой суперпозицию двух законов распределения интенсивности неисправностей, а именно: экспоненциального закона распределения и закона распределения Вейбулла. Предложен способ оценки параметров этих законов, состоящий в сочетании графоаналитического метода и итерационной процедуры обработки. Для автоматизации процесса вычислений параметров λ_{0i} , t_{ii} , α_i и β_i была разработана программа, позволяющая проводить расчеты в автоматическом и автоматизированном (диалоговом) режимах работы на ПЭВМ [1]. Расчеты показывают, что точность предложенного способа характеризуется относительной погрешностью порядка 1,5...2,0 %. В результате данная статистическая модель позволяет оценить эффективность АСО при длительной эксплуатации.

Заключение

Таким образом, разработаны научно-методические положения по формированию исходных данных, обеспечивающих полную и объективную оценку технического состояния существующих АСО, находящихся в эксплуатации за пределами гарантийного ресурса. В статье показано, что основу формирования исходных данных должен составлять статистический анализ отказов и неисправностей, накапливаемых за определенный период времени в ходе эксплуатации АСО на объектах охраны. Определены допущения при формировании исходных данных, с учетом которых проводятся оценки показателей надежности АСО. По результатам проведенных расчетов получены графические зависимости интенсивностей неисправностей для каждой подсистемы АСО. Проведена оценка их достоверности и показано, что точность оценок интенсивности неисправностей при доверительной вероятности 0,9 не ниже 14 % для АСО I и II типов, 21 % для АСО III типа и 25 % для АСО ОБП.

Разработанная статистическая модель позволяет определять изменения уровня надежности АСО при длительной эксплуатации. Показано, что при длительной эксплуатации АСО плотность распределения интенсивности неисправностей ее подсистем описывается суперпозицией двух законов: экспоненциального закона и закона распределения Вейбулла. В статье предложен способ определения параметров найденной плотности распределений интенсивности неисправностей, состоящий в сочетании графоаналитического метода и итерационной процедуры обработки. Показано, что точность предложенного способа характеризуется относительной погрешностью порядка 1,5...2,0 %, а разработанная статистическая модель позволяет оценивать эффективность АСО при длительной эксплуатации для произвольного момента времени без использования дополнительной статистики.



СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ:

1. Евсеев В. Л., Гродецкий А. Е., Дураковский А. А., Нагорных И. М. Методика обоснования возможности поддержания готовности интегрированных систем безопасности при длительной постгарантийной эксплуатации корректировкой периодичности технического обслуживания // Безопасность информационных технологий. 2012. № 2. С. 77–79.
2. Труханов В. М. Надежность в технике. М.: Машиностроение, 1999.
3. Шор Я. Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. М.: Советское радио, 1966.
4. Шишонок Н. А., Репкин В. Ф., Барвинский Л. Л. Основы теории надежности и эксплуатации радиоэлектронной техники. М.: Советское радио, 1964.
5. Бронштейн И. Н., Семендяев К. А. Справочник по математике для инженеров и учащихся втузов. Изд. 13-е, исправл. М.: Наука, 1986.
6. Евсеев В. Л., Прохоров С. В. Кадровое обеспечение системы кибербезопасности России // Информатизация и связь. 2012. № 8. С. 60–63.

