

ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА

С. С. АВЕТИСЯН, Ю. А. КУТОЯНИ

ОБ ОПРЕДЕЛЕНИИ НАДЕЖНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК
ТЕХНИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ С УЧЕТОМ ПРОФИЛАКТИКИ

Известно, что профилактическое обслуживание позволяет улучшать показатели надежности. В работе [1] предложена математическая модель функционирования технического средства (ТС), учитывающая профилактики.

Согласно этой модели в [1] рассчитаны значения основных показателей надежности [2] — коэффициенты: k_r — готовности; $k_{тн}$ — технического использования; $k_{эф}$ — эффективности профилактики; $k_{проф}$ — профилактик и T_2 — наработка на отказ. Вычисление этих показателей связано со значением следующих характеристик ТС: периоды профилактического обслуживания — $\tau_i^{(i)}$, $i = I-III$; продолжительности отдельной профилактики — $\tau_{п}^{(i)}$, $i = I-III$; время восстановления ТС после отказа — $\tau_{в}$; интенсивности возникновения неисправностей — $\lambda^{(i)}$, $i = I-IV$; функция распределения времени развития неисправности в отказ — $F_i^{(i)}(x)$; $x > 0$, $i = I-III$.

Значения $\tau_i^{(i)}$, $\tau_{п}^{(i)}$ и $\tau_{в}$ обычно известны, а параметры $\lambda^{(i)}$ и функции $F_i^{(i)}$ для разных ТС могут отличаться и их следует определить из статистики, собранной за время эксплуатации.

В настоящей работе предлагается методика определения основных показателей надежности на основе статистических оценок $\lambda^{(i)}$ и $F_i^{(i)}(x)$. Для простоты изложения ограничимся вычислением оценок $\lambda^{(i)} = \lambda$ и $F_i^{(i)}(x) = F_i(x)$.

Считаем, что система функционирует длительное время T . Обозначим: $t_1, \dots, t_p$ — моменты появления неисправностей; $s_1, \dots, s_N$ — моменты появлений отказов от этих неисправностей ($n \leq p$); $q_1, \dots, q_N$ — число неисправностей, обнаруженных и устраненных за время протекания каждой из N профилактик. Величины s_i и q_i наблюдаемы, а значения t_k — нет. Очевидно:

$$t_k + \xi_k = s_k, \quad (1)$$

где ξ_k — значения случайной величины ξ — времени развития неисправности в отказ s_k . Заметим, что, если $t_k = \tau_r$ и $t_k + \xi_k > \tau_r$, где τ_r — момент начала r -ой профилактики, то неисправность устраняется.

В качестве оценки λ предлагается известная оценка максимального правдоподобия [3]

$$\hat{\lambda} = \frac{n + \sum_{i=1}^n q_i}{T}. \quad (2)$$

Эта оценка несмещенная: $E\hat{\lambda} = \lambda$ с дисперсией $D\hat{\lambda} = \lambda/T$, т. е. и состоятельная. Следовательно, за длительное время эксплуатации значения $\hat{\lambda}$ близки к истинному.

В силу независимости t_i и ξ_i плотности распределений $f_t(x)$, $f_\xi(x)$ и $f_s(x)$ удовлетворяют равенству

$$f_s(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_\xi(y) f_t(x-y) dy.$$

Так как $t_1, t_2, \dots$ образуют процесс Пуассона $f_t(x) = \lambda e^{-\lambda x}$, то $x \geq 0$ и $f_t(x) = 0$, $x < 0$. Решая уравнение

$$f_s(x) = \lambda \int_0^x f_\xi(y) e^{-\lambda(x-y)} dy$$

относительно $f_\xi(y)$, получаем

$$f'_\xi(x) = f_s(x) + \frac{1}{\lambda} f'_s(x)$$

при условии

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_s(x) dx = 1.$$

Следовательно:

$$F'_\xi(x) = F_s(x) + \frac{1}{\lambda} f_s(x),$$

откуда видно, что оценка $F'_\xi(x)$ свелось к оценке $F_s(x)$ и $f_s(x)$ по наблюдениям $s_1, \dots, s_n$.

Эмпирическая функция распределения [4]:

$$F_s(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi_{[s_i < x]},$$

где индикатор $\chi_{[s_i < x]} = 1$, если $s_i < x$ и 0, если $s_i \geq x$; s_i — время от конца предыдущей профилактики до появления отказов.

Поэтому

$$\int_0^{\tau} \hat{F}_s(x) dx = \sum_{k=0}^{m-1} \int_{s_k}^{s_{k+1}} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \chi_{\{s_i < s_{k+1}\}} \right) dx + \int_{s_m}^{\tau} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \chi_{\{s_i < s_{m+1}\}} dx = \\ = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{m-1} k(s_{k+1} - s_k) + \frac{m}{n} (\tau - s_m),$$

где $s_0 = 0$ и m определяется неравенствами $s_m < \tau < s_{m+1}$. Следовательно, $\hat{F}_s(\tau) = \frac{m}{n}$ и

$$\Phi_s(\tau) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{m-1} k(s_{k+1} - s_k) + \frac{m}{n} \left(\tau - s_m + \frac{1}{\lambda} \right).$$

Из самостоятельности оценки $F_s(x)$ вытекает состоятельность и оценки $\Phi_s(\tau)$. Поэтому оценки показателей надежности, полученные в результате замены значений $\lambda^{(n)}$ и $\tau^{(n)}(\tau)$ их оценками (2), (3), вычисленными на основе статистики отказов $s_1, \dots, s_n$ за длительное время эксплуатации ТС, будут близки к истинным значениям этих показателей.

Если функция распределения $F_s(x)$ известна с точностью до значения некоторого параметра μ , то оценку $F_s(x, \mu)$ можно заменить оценкой $\hat{\mu}$ и подстановкой $F_s(x) = F_s(x, \hat{\mu})$. Пусть, например,

$$F_s(x) = 1 - \exp(-\mu x), \quad x > 0 \quad \text{и} \quad F_s(x) = 0 \quad \text{при} \quad x < 0.$$

Тогда оценка максимального правдоподобия является решением уравнения правдоподобия:

$$\frac{n\lambda}{\hat{\mu}(\hat{\mu} - \mu)} - \sum_{j=1}^n s_j [1 - \exp\{(\hat{\mu} - \lambda)s_j\}]^{-2} = 0,$$

где считаем $\mu > \lambda$. Ввиду сложности полученного выражения предпочтительнее воспользоваться тем, что согласно (1) $E\tau + F_s^2 = Es$, т. е. $\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\mu} = Es$ и в качестве оценки μ брать

$$\hat{\mu} = \frac{\lambda}{\frac{\lambda}{n} \sum_{j=1}^n s_j - 1}.$$

В силу сходимости $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n s_j \rightarrow Es$, $n\hat{\mu} \rightarrow \lambda$ при $T \rightarrow \infty$ оценка $\hat{\mu}$ состоятельная.

Предложенная методика позволяет на основе статистики отказов и устраненных за время профилактики неисправностей оценить значения основных показателей надежности. Формулы для расчета относительно несложные, а значения оценок, полученных за длительное время эксплуатации ТС, близки к истинным показателям надежности функционирования ТС при проведении профилактического обслуживания.

Арм. фил.
ВГНТИ ЦСУ СССР

Поступило 18. VI. 1981

Ս. Ս. ԱՎԵՏԻՍՅԱՆ, ՅՈՒ. Ա. ԿՈՏՈՅԱՆՑ

ՏԵԽՆԻԿԱԿԱՆ ՀԱՄԱԿԱՐԳԻ ՀՈՒՍԱՐԽՈՒԹՅԱՆ ԲԵՌՈՒԹԱԳՐԻ ՈՐՈՇՄԱՆ ԴԱՐՈՒՆ՝ ՊՐՈՖԻԼԱԿՏԻԿԱՆԵՐԻ ՀԱՇՎԱՌՈՒՄՐ

Ա. մ փ ո փ ո լ մ

Առաջարկվում է մեթոդ, որը նախաձորություն է ապրիս գնահատել տեխնիկական համակարգերի հուսալիության հիմնական ցուցանիշների արժեքները. հիմնված մերժերի և պրոֆիլակտիկ աշխատանքների ժամանակ վերցված անսարքությունների վիճակագրական սովորների վրա:

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Аветисян С. С., Кутоянц Ю. А. О показателях надежности при профилактическом обслуживании «Известия АН АрмССР (серия Г. Н.)», т. XXXIV, № 3, 1981.
2. Под ред. А. М. Маринкова Система документации единой системы ЭВМ. М., «Статистика», 1976.
3. Кокс Д., Льюис П. Статистический анализ последовательностей событий М., «Мир», 1969.
4. Левин Б. Р. Теория надежности радиотехнических систем. М., «Сов. радио», 1978.