

УДК 621.396:075

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ГОТОВНОСТИ СРЕДСТВ РАДИОТЕХНИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ПОЛЕТОВ, ФУНКЦИОНИРУЮЩИХ В НЕСТАБИЛЬНОЙ ОБСТАНОВКЕ

В.Е. ЕМЕЛЬЯНОВ, М.Е. СОЛОЗОВ

В работе приводится модель оценки коэффициента готовности радиотехнических систем (РТС), основывающаяся на байесовском подходе, и показана возможность ее использования для различных функций распределения вероятностей времени безотказной работы.

Ключевые слова: коэффициент готовности, байесовская оценка, время восстановления.

Для РТС с состояниями исправного функционирования и отказов, подчиняющихся экспоненциальным законам распределения, может быть вычислен коэффициент стационарной готовности. Допущение об экспоненциальном распределении может оказаться несправедливым, если система работает в изменяющихся условиях, что в полной степени относится к радиотехническому оборудованию обеспечения полетов и электросвязи.

В качестве таких условий можно рассматривать работу в начальный период эксплуатации, нестабильность частоты, влияние условий распространения радиоволн, изменение электромагнитной обстановки, ошибки эксплуатационного персонала при ТО и т.д.

Современные системы авиационной связи имеют достаточно высокий уровень надежности, и поэтому нецелесообразно наблюдать за их работой в течение времени с малым шагом контроля. В этом случае применим байесовский подход ввиду случайности параметров, вызванной неустойчивыми условиями или ограниченными данными [1; 2].

Для стохастической системы с двумя состояниями байесовская функция готовности может быть найдена для системы с временами простоя и исправного состояния, имеющими гамма-распределение с целыми положительными параметрами формы распределения [3].

При таком подходе учитывается резервирование РТС и определяется неготовность системы, обусловленная совместными эффектами отказов оборудования и отказов, вызванных условиями формирования информационных сигналов в РЭС.

Для обобщения возможности распространения предлагаемой модели на различные средства радиотехнического обеспечения полетов и электросвязи, включая АС УВД, различные структуры образования радионавигационных полей, сетей радиосвязи и т.д., рассмотрим систему, имеющую «горячий» резерв и состоящую из N_a функционирующих и N_p резервных средств. Обозначим: K_G – коэффициент готовности при заданных значениях параметров; $\tilde{K}_G$ – коэффициент готовности, учитывающий частичную готовность РЭС; n – объем выборки; T – период цикла; T_0 – время наработки до отказа; T_B – время восстановления; a, b – постоянные гамма-распределения; α, β – параметры формы Γ -распределения; x_{i0} и y_{i0} – наблюдаемое время простоя и исправного состояния для i -го цикла соответственно; λ и μ – интенсивности отказов и восстановления.

В общем случае в соответствии с [3] имеем

$$\tilde{K}_G = \sum_{n=1}^{N_a} \binom{N_t}{n} \frac{n}{N_a} [1 - k_G(t)]^{N_t - n} [k_G(t)]^n + \sum_{n=1}^{N_p} \binom{N_t}{n} [1 - k_G(t)]^{N_t - n}, \quad (1)$$

где $N_t = N_a + N_p$.

Определим длительность цикла T путем сложения длительностей одного исправного и одного неисправного состояний. При известных параметрах λ и μ и заданном параметре t , временная зависимость коэффициента готовности выражается соотношением

$$k_G(t, \lambda, \mu) = (\mu + \lambda \exp[-(\lambda + \mu)t]) / (\lambda + \mu). \quad (2)$$

В пределе при $t \rightarrow \infty$ выражение (2) приводится к виду $k_G^0 = \mu / (\lambda + \mu)$, что представляет собой хорошо известную стационарную готовность. Задача сводится к использованию наблюдаемых данных для оценки $k_G(t, \lambda, \mu)$.

Практическая оценка $k_G(t, \lambda, \mu)$ (обозначим ее как $\tilde{K}_G(t, \lambda, \mu)$) получается путем подстановки λ и μ по методу максимального правдоподобия, обозначаемых как $\hat{\lambda}$ и $\hat{\mu}$, в выражение (2), получаемых из максимизации функций правдоподобия:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_{ni}; \lambda) = \lambda \exp\left(-\lambda \sum_{i=1}^n x_i\right); \quad L(y_1, y_2, \dots, y_{ni}; \mu) = \mu \exp\left(-\mu \sum_{i=1}^n y_i\right). \quad (3)$$

Из соотношений (3) соответствующие оценки имеют вид:

$$\hat{\lambda} = n / \sum_{i=1}^n x_i; \quad \hat{\mu} = n / \sum_{i=1}^n y_i. \quad (4)$$

Для реализации байесовского подхода к оценке коэффициента готовности необходимо ввести доверительные вероятности относительно λ и μ как статистически независимых и имеющих гамма-распределения:

$$F_\lambda(\lambda; \alpha, a) = \Gamma(a\lambda; \alpha); \quad F_\mu(\mu; \alpha, a) = \Gamma(b\mu; \beta). \quad (5)$$

В (5) $F_\lambda(\lambda; \alpha, a)$ и $F_\mu(\mu; \alpha, a)$ – априорные распределения степени доверия относительно λ и μ соответственно. Они являются более разнообразными по форме и масштабу и, что более важно, сопрягаются с экспоненциальными. Параметры априорной информации могут определяться различными методами оценок [4; 5] или на основании статистических данных. Время наработки до отказа и время восстановления, моделируемые априорными данными эксплуатации, должны учитывать конкретную электромагнитную обстановку, отказы оборудования, эффекты распространения сигналов, ошибки обслуживающего персонала, погодные условия и т.п.

Предположим, что для T_0 и T_E имеется выборка (x_i, y_i) , $i = \overline{1, n}$. Апостериорная ПРВ $f_\lambda(\lambda | x_1, x_2, \dots, x_n)$ параметра λ имеет вид

$$f_\lambda(\lambda | x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{f_\lambda(\lambda) L(x_1, x_2, \dots, x_{ni}; \lambda)}{\int_0^\infty f_\lambda(\lambda^*) L(x_1, x_2, \dots, x_{ni}; \lambda^*) d\lambda^*} = \frac{\lambda^{*(a+n-1)} \exp\left[-\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)\right]}{\int_0^\infty \lambda^{*(a+n-1)} \exp\left[-\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)\right] d\lambda^*}, \quad (6)$$

т.к. $f_\lambda(\lambda) L(x_1, x_2, \dots, x_{ni}; \lambda) = \frac{a}{(a-1)!} (a\lambda)^{a-1} \exp\left[-\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)\right]$, то после упрощения выражение

(6) приводится к виду

$$f_\lambda(\lambda | x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{a + \sum_{i=1}^n x_i}{\Gamma(a+n)} \left[\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right) \right]^{a+n-1} \exp\left[-\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)\right], \quad (7)$$

которое представляет собой гамма-распределение с параметрами $\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)$ и $(a+n)$.

Аналогично для распределения μ $F_\mu(\mu | y_1, y_2, \dots, y_n) = \Gamma\left[\mu \left(b + \sum_{i=1}^n y_i\right); (\beta+n)\right]$.

Среднее значение $k_{\Gamma}(t, \lambda, \mu)$ представляет собой байесовскую оценку готовности в предположении квадратичной функции потерь. Из определения последней [6] следует, что как переоценки, так и недооценки готовности в равной степени являются нежелательными при потерях, измеряемых в квадратичной форме. Байесовская оценка $k_{\Gamma}(t, \lambda, \mu)$ есть наилучшая для оценки среднего значения функции потерь по отношению к апостериорной модели, а в случае отсутствия статистических данных – априорной модели λ, μ , т.е.

$$\lambda_i(t; \alpha, \beta, a, b) = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} k_{\Gamma}(t, \lambda, \mu) f_i(x_1, x_2, \dots, x_n) f(\mu | y_1, y_2, \dots, y_n) d\lambda d\mu, \quad \text{если имеются выборки}$$

$(x_i, y_i), i = \overline{1, n} (\mathbf{x}_i, \mathbf{y}_i)$. Соответствующая подстановка полученных выше соотношений приводит к следующему выражению для байесовской готовности

$$\lambda_i(t; \alpha, \beta, a, b) = \frac{\left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right) \left(b + \sum_{i=1}^n y_i\right)}{(\alpha + n - 1)! (\beta + n - 1)!} + \int_0^t \left\{ \int_0^{\infty} \lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha + n - 1} \exp \left[-\lambda \left(a + \sum_{i=1}^n x_i\right) \right] d\lambda \right\} \left\{ \int_0^{\infty} \mu \left(b + \sum_{i=1}^n y_i\right)^{\beta + n - 1} \exp \left[-\mu \left(b + \sum_{i=1}^n y_i\right) \right] \exp(-\mu(t-s)) d\mu \right\} ds.$$

Авторами разработан алгоритм и проведен численный расчет предлагаемой модели для радиосвязной линии трансляции информации спутниковой системы навигации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Барзилович Е.Ю., Каштанов В.А. Некоторые математические вопросы обслуживания сложных систем. - М.: Сов. радио, 1971.
2. Савчук В.П. Байесовские методы статистического оценивания. Надежность технических объектов. - М.: Наука, 1989.
3. Суо. W. Bayes weighted availability for a digital radio transmission system // IEEE. Transaction on Reliability. 1986. V.R-35, p. 201-207.
4. Каштанов В.А. Исследование стратегии технического обслуживания при ограниченных на моменты распределения времени безотказной работы // Основные вопросы теории и практики надежности. - М.: Сов. радио, 1980.
5. Кэндэл М., Стюарт А. Статистические выводы и связи. - М.: Наука, 1966.
6. Пугачев В.С. Комбинированные методы определения вероятностных характеристик. - М.: Сов. радио, 1973.

DETERMINATION OF READINESS OF MEANS OF RADIO ENGINEERING THE FLIGHTS FUNCTIONING IN AN UNSTABLE SITUATION

Emelyanov V.E., Solozobov M.E.

The article gives the model of evaluating the coefficient of Radio Systems availability, which is based on the bayesovsky approach. And the possibility of its use for various functions of uptime distribution is shown.

Keywords: availability, Bayesian estimate, recovery and repair time.

Сведения об авторах

Емельянов Владимир Евгеньевич, 1951 г.р., окончил КИИГА (1974), доктор технических наук, профессор кафедры основ радиотехники и защиты информации МГТУ ГА, автор более 100 научных работ, область научных интересов – техническая эксплуатация радиотехнических систем, функционирующих в сложной электромагнитной обстановке.

Солозобов Максим Евгеньевич, 1982 г.р., окончил МГТУ ГА (2001), старший преподаватель кафедры основ радиотехники и защиты информации МГТУ ГА, автор 3 научных работ, область научных интересов – оптимизация технического обслуживания средств радиотехнического обеспечения полетов и электросвязи.