Надежность, том 17 №1 2017

Оригинальная статья
DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-1-27-31
УДК 621.3.019

Определение характеристик надёжности изготовленных образцов радиоэлектронных систем

Борис И. Филиппов, *кафедра защиты информации, Новосибирский государственный технический университет, Новосибирск, Россия, e-mail: filippov-boris@rambler.ru*
Юлия В. Замятина, *кафедра защиты информации, Новосибирский государственный технический университет, Новосибирск, Россия, e-mail: zamiatina.abs323@gmail.com*

Борис И. Филиппов

Юлия В. Замятина

Резюме. *Работа посвящена определению надёжности изготовленных образцов радиоэлектронных систем. Эта задача относится к классу задач апостериорного анализа. Для определения характеристик надёжности аппаратуры, после изготовления опытной партии проводится апостериорный анализ, первым этапом которого являются статистические испытания (РЭС). Существует множество методик проведения таких испытаний, которые, в основном, зависят от определения момента окончания испытаний (r – до отказа r систем, T – по достижению определённого времени работы T, n – до отказа всех систем и смешанные) и возможности заменять отказавшие системы работоспособными. Такие испытания необходимы потому, что на стадии проектирования устройства конструктор не располагает полными априорными сведениями, которые позволили бы заранее определить показатели надёжности с достаточно высокой достоверностью. Важным источником сбора информации о надёжности является система сбора данных о работе изделий в процессе их эксплуатации. Существуют два основных вида испытаний на надёжность. Один из них – определительные испытания, задачей которых является оценка показателей надёжности. Он характерен для крупносерийных изделий. Другой вид испытаний – контрольные испытания, задачей которых является проверка соответствия техническим условиям показателя надёжности системы. Первому виду испытаний и посвящена данная работа. Показан порядок проведения статистических испытаний радиоэлектронных систем по различным процедурам. Для оценки среднего времени безотказной работы $\hat{t}^*$ обычно используется метод максимального правдоподобия. Его суть заключается в том, что в процессе обработки статистических данных находится функция правдоподобия, а искомый параметр ($\hat{t}^*$ – оценка параметра t^*) равен значению аргумента, при котором функция правдоподобия максимальна. Оценка среднего времени безотказной работы $\hat{t}^*$ является точечной оценкой исходного параметра t^*, который в свою очередь является случайной величиной и в конкретном испытании может принять любое положительное значение от 0 до ∞. Поэтому в дополнение к точечной оценке обычно определяется интервальная оценка измеряемого параметра. Имеется в виду, что по одной оценке $\hat{t}^*$определяется доверительный интервал $(\hat{t}^*_H, \hat{t}^*_B)$ в котором находится истинное значение измеряемого параметра t^* с заданной доверительной вероятностью, здесь $\hat{t}^*_H, \hat{t}^*_B$ – соответственно нижняя и верхняя границы доверительного интервала. В работе рассмотрены две процедуры испытаний опытной партии РЭС и для каждой из них определены следующие показатели надежности: оценка среднего времени безотказной работы; доверительный интервал среднего времени безотказной работы. Показано, что при определении среднего времени безотказной работы, процедура испытаний [n, B, r] эффективнее процедуры [n, Б, r].*

Ключевые слова: *радиоэлектронная система, время безотказной работы, длительность испытаний.*

Формат цитирования: *Филиппов Б.И., Замятина Ю.В. Определение характеристик надёжности изготовленных образцов радиоэлектронных систем // Надежность. 2017. Т.17, № 1. С. 27-31. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-1-27-31*

Введение

На текущем этапе развития общества, когда термин «информатизация» прочно закрепился в умах многих, каждый человек стал зависим от сохранности его личной информации. Недостоверность или несвоевременная передача ценной информации может привести к серьезным последствиям как для человека, так и для фирмы или государства. В связи с этим повышаются требования к надежности и работоспособности радиоэлектронных систем передачи и обработки информации.

Определение характеристик надежности радиоэлектронных систем (РЭС) проходит в два этапа: априорный анализ, который заключается в приблизительном расчете надежности системы по известным количественным (вероятностным) характеристикам надежности ее элементов; и апостериорный анализ после изготовления опытной партии аппаратуры [1–5]. Апостериорный анализ дает более точные результаты для конкретной изготовленной партии [6], поэтому данный этап представляется актуальной для производства задачей.

Постановка задачи и решение

Для определения характеристик надёжности аппаратуры после изготовления опытной партии проводится апостериорный анализ, первым этапом которого являются статистические испытания (РЭС). Существует множество методик проведения таких испытаний, которые, в основном, зависят от определения момента окончания испытаний (r – до отказа r систем, T – по достижению определённого времени работы T, n – до отказа всех систем и смешанные) и возможности заменять отказавшие системы работоспособными [7].

По завершении обработки статистических данных рассчитанные характеристики проверяются на соответствие техническим условиям и требованиям нормативно-технической документации, установленным государственными органами, если это необходимо.

Определение характеристик надежности по результатам испытаний опытной партии РЭС по процедуре [*n*, Б, *r*]

1. Условия задачи

Предполагается, что проводятся испытания опытной партии из 100 ($n = 100$) РЭС без замены отказавших систем до 20 ($r = 20$) отказов. Полученная выборка должна соответствовать теоретической модели потока отказов, т.е. функция плотности вероятности (ФПВ) интервалов между отказами должна соответствовать показательной модели вида

$$w(y_i) = \lambda(n-i+1)e^{-\lambda(n-i+1)y_i} \quad (1)$$

где $\lambda=1/t^*$ – интенсивность отказа одной системы; t^* – среднее время безотказной работы одной системы, $(n-i+1)$ – число систем, участвующих в испытаниях с учетом отказавших.

Такую выборку можно получить из равномерно распределенной на интервале (0; 1) величины x по формуле

$$y_i = -\frac{1}{\lambda(n-i+1)}\ln(x).$$

Пусть среднее время безотказной работы одной системы 1000 часов.

В итоге получается схема отказов, представлена на рисунке 1.

2. Оценка среднего времени безотказной работы опытной партии

Для оценки среднего времени безотказной работы $\hat{t}^{\bullet}$ обычно используется метод максимального правдоподобия. Его суть заключается в том, что в процессе обработки статистических данных находится функция правдоподобия, а искомый параметр ($\hat{t}^{\bullet}$ – оценка параметра t^*) равен значению аргумента, при котором функция правдоподобия максимальна (рисунок 2).

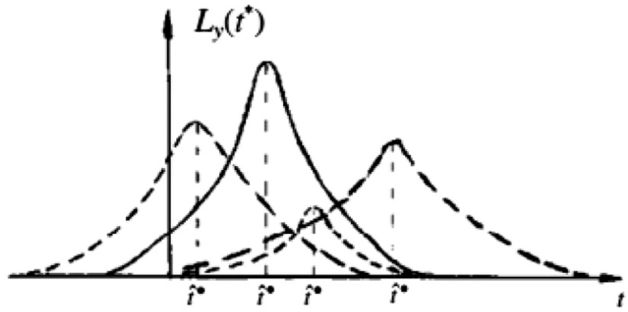

Рисунок 2 – Возможный вид функции правдоподобия

Функция правдоподобия равна совместной плотности вероятностей интервалов y_i с учетом их независимости

$$L_y(t^*) = \prod\nolimits_{i=1}^{r} w(y_i) \quad (2)$$

И тогда оценка среднего времени безотказной работы будет равна экстремуму функции правдоподобия

$$\hat{t}^{\bullet} = \hat{t}^{\bullet}_{МП} = \arg\max L_y(t^*).$$

Для поиска экстремума функции правдоподобия необходимо решить уравнение

$$\frac{\partial L_y(t^*)}{\partial t^*} = 0.$$

Так как любая монотонная функция от функции правдоподобия также является функцией правдоподобия, то для упрощения решения можно перейти к уравнению

$$\frac{\partial \ln L_y(t^*)}{\partial t^*} = 0.$$

С учётом (1) и (2) получаем:

$$L_y(t^*) = \prod\nolimits_{i=1}^{r} w(y_i) = \prod\nolimits_{i=1}^{r} \lambda(n-i+1)e^{-\lambda(n-i+1)y_i} =$$
$$= e^{-\sum_{i=1}^{r}\lambda(n-i+1)y_i} \prod\nolimits_{i=1}^{r} \frac{1}{t^*}(n-i+1),$$

$$\ln L_i(t^{\bullet}) = \sum\nolimits_{i=1}^{r}\left[\ln(n-i+1) - \ln t^{\bullet} - \lambda(n-i+1)y_i\right]. \quad (3)$$

Если заменить $\lambda = 1/t^*$ и продифференцировать:

$$\frac{\partial \ln L_y(t^*)}{\partial t^*} = \sum_{i=1}^{r}\left[-\frac{1}{t^*} + \frac{n-i+1}{t^*}y_i\right].$$

В итоге получается оценка среднего времени безотказной работы, которая для нашего случая равна:

$$\hat{t}^{\bullet} = \hat{t}^{\bullet}_{МП} = \tfrac{1}{r}\left[\sum\nolimits_{i=1}^{r}(n-i+1)y_i\right] = 952{,}39 \text{ (часов)} \quad (4)$$

Рисунок 1 – Моменты отказов и интервалы между отказами

3. Суммарное время работы всех систем до *r-го* отказа

Необходимо преобразовать выражение (4) к моментам времени:

$$\hat{t}^{\bullet} = \tfrac{1}{r}\left[\sum\nolimits_{i=1}^{r}(n-i+1)(t_i - t_{i-1})\right] =$$

$$= \tfrac{1}{r}\sum\nolimits_{i=1}^{r}(n-i+1)t_i - \tfrac{1}{r}\sum\nolimits_{i=1}^{r}(n-i+1)t_{i-1} =$$

$$= \tfrac{1}{r}\left[\sum\nolimits_{i=1}^{r} t_i + (n-r)t_r\right], \qquad (5)$$

где $(n–r)t_r$=(100–20)·203,43=16274,4 (часов) – суммарное время работы не отказавших систем;

$\sum\nolimits_{i=1}^{r} t_i = 2366,6$ (часов) – суммарное время безотказной работы всех отказавших систем;

$\sum\nolimits_{i=1}^{r} t_i + (n-r)t_r = 18641$ (часов) – суммарное время работы всех систем до r-го отказа.

4. Доверительный интервал среднего времени безотказной работы

Оценка среднего времени безотказной работы $\hat{t}^{\bullet}$ является точечной оценкой исходного параметра t^*, который в свою очередь является случайной величиной и в конкретном испытании может принять любое положительное значение от 0 до ∞. Поэтому в дополнение к точечной оценке обычно определяется интервальная оценка измеряемого параметра. Имеется в виду, что по одной оценке $\hat{t}^{\bullet}$ определяется доверительный интервал $(\hat{t}^{\bullet}_H, \hat{t}^{\bullet}_B)$ в котором находится истинное значение измеряемого параметра t^* с заданной доверительной вероятностью

$$P\left\{\hat{t}^{\bullet}_H < t^* < \hat{t}^{\bullet}_B\right\} = \gamma, \qquad (6)$$

где γ – доверительная вероятность (или коэффициент доверия), $\hat{t}^{\bullet}_H, \hat{t}^{\bullet}_B$ – соответственно нижняя и верхняя границы доверительного интервала (рисунок 3).

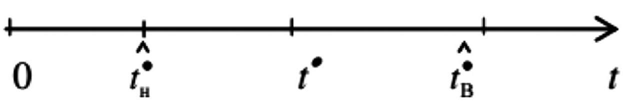

Рисунок 3 – Доверительный интервал

Для определения доверительного интервала надо знать функцию распределения вероятностей оценок. Для этого необходимо преобразовать выражение (6) таким образом, чтобы в нём использовались нормированные величины

$\begin{matrix}\hat{t}^{\bullet}_H = \hat{t}^{\bullet}(1-\varepsilon_1) \\ \hat{t}^{\bullet}_B = \hat{t}^{\bullet}(1+\varepsilon_2)\end{matrix}$, при этом $\hat{t}^{\bullet}_B - \hat{t}^{\bullet}_H = \hat{t}^{\bullet}(\varepsilon_1 + \varepsilon_2)$ – длина интервала.

Тогда (6) перепишется в виде

$$P\left\{\hat{t}^{\bullet}(1-\varepsilon_1) < t^* < \hat{t}^{\bullet}(1+\varepsilon_2)\right\} = \gamma \qquad (7)$$

С учётом того, что

$$\begin{matrix} t^* > \hat{t}^{\bullet}(1-\varepsilon_1) \\ t^* < \hat{t}^{\bullet}(1+\varepsilon_2) \end{matrix} \text{ или } \begin{matrix} \hat{t}^{\bullet} < \dfrac{t^*}{1-\varepsilon_1} \\ \hat{t}^{\bullet} > \dfrac{t^*}{1+\varepsilon_2} \end{matrix},$$

выражение (7) примет вид

$$P\left\{\frac{t^*}{1+\varepsilon_2} < \hat{t}^{\bullet} < \frac{t^*}{1-\varepsilon_1}\right\} = \gamma,$$

$$\text{или } P\left\{\frac{1}{1+\varepsilon_2} < \frac{\hat{t}^{\bullet}}{t^*} < \frac{1}{1-\varepsilon_1}\right\} = \gamma. \qquad (8)$$

Таким образом, необходимо найти ФПВ величины $\dfrac{\hat{t}^{\bullet}}{t^*}$.

Из (5) можно определить, что суммарное время наработки на отказ равно

$$t_{\Sigma} = \hat{t}^{\bullet} r = \sum\nolimits_{i=1}^{r}(n-i+1)y_i = 18844,43 \text{ (часов)}. \qquad (9)$$

Функция плотности вероятностей интервалов y_i известна (1). В этом законе необходимо заменить переменную, чтобы получить стандартную плотность вероятностей с дисперсией равной 1.

Обозначим через

$$z_i = \frac{n-i+1}{t^*}\cdot 2y_i; \frac{\partial y_i}{\partial z_i} = \frac{t^*}{2(n-i+1)}. \qquad (10)$$

Тогда $w(z_i) = \dfrac{1}{2}e^{\frac{z_i}{2}}$ – экспоненциальная плотность с единичной дисперсией.

Известно, что в этом случае $\sqrt{z_i}$ имеет распределение Гаусса, а $\sum\nolimits_{i=1}^{r} z_i$ имеет распределение $\chi^2(2r)$ с $2r$ = 40 степенями свободы, которое широко используется в статистике для обработки экспериментальных данных.

С учётом (9) и (10)

$$\sum\nolimits_{i=1}^{r} z_i = \frac{2t_{\Sigma}}{t^*}.$$

Введём переменную

$$\tau = \sum\nolimits_{i=1}^{r} z_i = \frac{2t_{\Sigma}}{t^*} = \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{t^*},$$

τ имеет распределение $\chi^2(2r)$ с $2r$ степенями свободы; r – число отказов.

Распределения $\chi^2(2r)$ табулированы. Для большого числа степеней свободы это распределение стремится к нормальному.

Пусть $\dfrac{1}{1+\varepsilon_2} = \alpha_2$ и $\dfrac{1}{1-\varepsilon_1} = \alpha_1$, тогда выражение (8) для доверительного интервала преобразуется к виду

$$P\left\{2r\alpha_2 < \tau < 2r\alpha_1\right\} = \gamma. \qquad (11)$$

На рисунке 4 показана ФПВ χ^2, заштрихованная площадь под кривой представляет собой доверительную вероятность γ (вся площадь под кривой ФПВ, как известно, равна единице). Как видно из рисунка 4, доверительный интервал можно расположить на оси τ по-разному, т. е. решение задачи неоднозначно.

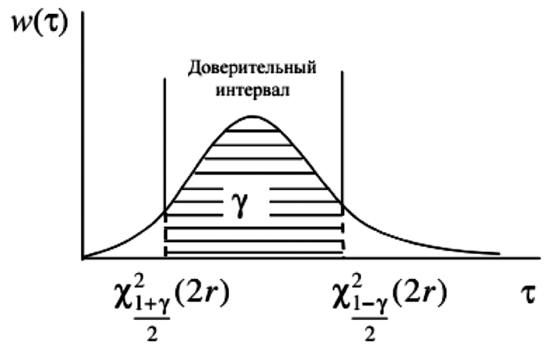

Рисунок 4 – Функция плотности вероятности χ^2

Обычно поступают так, чтобы границы интервала отсекали справа и слева одинаковые площади под кривой, равные $\frac{1-\gamma}{2}$.

Тогда нижняя граница доверительного интервала $\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)$ – это $\left(\frac{1-\gamma}{2}\right)\%^{\text{-АЯ}}$ точка распределения $\chi^2(2r)$, а верхняя граница доверительного интервала $\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r)$ – это $\left(\frac{1-\gamma}{2}\right)\%^{\text{-АЯ}}$ точка распределения $\chi^2(2r)$, значения которых определяются по таблицам квантилей $\chi^2(2r)$ распределения.

Затем, на основании (11),

$$P\left\{\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r) < \tau < \chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)\right\} = \gamma,$$

или

$$P\left\{\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r) < \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{t^*} < \chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)\right\} = \gamma, \qquad (12)$$

или

$$P\left\{\frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)} < t^* < \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r)}\right\} = \gamma.$$

Из (12) очевидно, что нижняя граница доверительного интервала равна

$$t^* > \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)} = \hat{t}^{\bullet}_H,$$

а верхняя граница, соответственно, равна

$$t^* < \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r)} = \hat{t}^{\bullet}_B.$$

Таким образом, можно определить, что для нашей испытуемой радиотехнической системы при доверительной вероятности 80% истинное значение t^* лежит в пределах от $\hat{t}^{\bullet}_H = \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2}}(2r)} = 735{,}3$ (часов) до $\hat{t}^{\bullet}_B = \frac{2\hat{t}^{\bullet} r}{\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2}}(2r)} = 1311{,}4$ (часов).

5. Длительность испытаний

Длительность испытаний совпадает с моментом r-го отказа, когда испытания прекращаются. Для процедуры [*n*, Б, *r*] это случайная величина, которую важно оценить, как для исполнителя, так и для заказчика.

ФПВ данной величины найти трудно, так как $T = t_r = \sum_{i=1}^{r} y_i$, а величины y_i разнородны (зависят от i (1)). Поэтому определим только среднее значение (мат. ожидание) и дисперсию.

Среднее время испытаний

$$m(T) = m(t_r) = \sum_{i=1}^{r} m\{y_i\} = \hat{t}^{\bullet} \sum_{i=1}^{r} \frac{1}{n-i+1}. \qquad (13)$$

Запишем (13) в виде ряда $m(t_r) = \hat{t}^{\bullet} \sum_{k=n-r+1}^{n} \frac{1}{k}$, где $k=n-i+1$.

Обозначим $\phi(m) = \sum_{k=1}^{m} \frac{1}{k}$,

тогда $m(t_r) = \hat{t}^{\bullet}\left[\phi(m) - \phi(n-r)\right]$

Известно, что при $m>>1$, функция $\phi(m) \approx \ln m$.

Значит, если $r>>1$, то среднее время испытаний

$$m(t_r) \approx \hat{t}^{\bullet} \ln \frac{n}{n-r}.$$

Если $n = r$, то $m(t_r) = \hat{t}^{\bullet}\phi(n) = \hat{t}^{\bullet} \ln n = 4385{,}93$ (часов).

Дисперсия времени испытаний равна

$$D(t_r) = \hat{t}^{\bullet 2} \sum_{i=1}^{r} \frac{1}{(n-i+1)^2}. \qquad (14)$$

Обозначим $\phi(m) = \sum_{k=1}^{m} \frac{1}{k^2}$, тогда

$$D(t_r) = \hat{t}^{\bullet 2}\left[\phi(n) - \phi(n-r)\right].$$

Если $n \to r$, то $D(t_r) \to \hat{t}^{\bullet 2} \cdot \frac{\pi^2}{6}$.

То есть дисперсия времени испытаний уменьшается с увеличением *r*, но стремится не к нулю, а к некоторому постоянному числу, поэтому данная процедура не очень эффективна.

Определение характеристик надежности по результатам испытаний конкретной опытной партии РЭС по процедуре [*n*, В, *r*]

1. Условия задачи

Предполагается, что условия данной задачи аналогичны рассмотренной ранее. В результате испытаний получена выборка моментов отказов (рисунок 5).

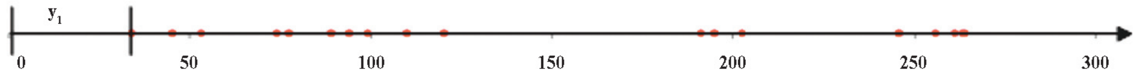

Рисунок 5 – Моменты отказов и интервалы между отказами

Модель отказов для одной системы

$$w(t) = \lambda e^{-\lambda t}, t > 0, \lambda > 0,$$

или

$$w(t) = \frac{1}{t^*} e^{-\frac{t}{t^*}}, t > 0,$$

где t^*– среднее время наработки на отказ.

Выборка интервалов $y_i = t_i - t_{i-1}$ однородная и подчиняется плотности вероятности

$$w(y_i) = n\lambda e^{-n\lambda y_i},$$

где $n\lambda$ – общая интенсивность отказов систем, участвующих в испытаниях.

2. Определение среднего времени безотказной работы

Для оценки среднего времени безотказной работы $\hat{t}^{\bullet}$ так же используется метод максимального правдоподобия (МП).

В условиях решаемой задачи, функция правдоподобия представляет собой ФПВ интервалов y при данном значении параметра t^*

$$L_y(t^*) = \prod_{k=1}^{r} w(y_k) = \left(\frac{n}{t^*}\right)^r \cdot e^{-\sum_{k=1}^{r} \frac{-n}{t^*} y_k}.$$

Оценка $\hat{t}^{\bullet}$ по максимуму правдоподобия определяется как параметр, соответствующий максимуму функции правдоподобия

$$\frac{\partial \ln L_y(t^*)}{\partial t^*} = \frac{-r}{t^*} - \frac{n}{t^{*r}} \cdot \sum_{k=1}^{r} y_k = 0.$$

Тогда оценка

$$\hat{t}^{\bullet} = \frac{n}{r} \sum_{k=1}^{r} y_k = \frac{n \cdot t_r}{r} = 1319{,}85 \text{ (часов)},$$

где $n \cdot t_r = t_\Sigma = 26397$ (часов) – суммарная наработка на отказ, общая для обоих планов испытаний. Отсюда следует, что $\hat{t}^{\bullet} = \frac{t_\Sigma}{r}$ и значит качество оценки такое же, как и в процедуре [n, Б, r] при одинаковых t_Σ и r.

3. Средняя продолжительность испытаний

$$m\{t_r\} = \sum_{k=1}^{r} m\{y_k\} = \frac{r}{n} t^*.$$

Если $n = r$, то $m\{t_r\} = t^* = 1319{,}85$ (часов), что меньше, чем при процедуре [n, Б, r].

Дисперсия продолжительности испытаний

$$D\{t_r\} = \sum_{k=1}^{r} D\{y_k\} = \frac{r}{n^2} \left(t^*\right)^2.$$

Если $n = r$, то $D\{t_r\} = \frac{\left(t^*\right)^2}{n}$ и стремится к нулю при увеличении n. Следовательно, данная процедура испытаний более эффективна, по сравнению с [n, Б, r].

Выводы

Рассмотрены две процедуры испытаний опытной партии РЭС и для каждой из них определены следующие показатели надежности:

- оценка среднего времени безотказной работы;
- доверительный интервал среднего времени безотказной работы.

Показано, что при определении среднего времени безотказной работы, процедура испытаний [n, В, r] эффективнее процедуры [n, Б, r].

Библиографический список

1. Жаднов В. В. Проектная оценка надёжности радиотехнических систем / В. В. Жаднов, С. Н. Полесский // Надёжность и качество: тр. Междунар. симпоз.: в 2 т. Т. 1 / под ред. Н. К. Юркова. Пенза: Изд-во Пенз. гос. ун-та, 2006. – С. 24–29.

2. Жаднов В. В. Управление качеством при проектировании теплонагруженных радиоэлектронных средств / В. В. Жаднов, А. В. Сарафанов. М.: Солон-Пресс, 2004. – 464 с.

3. Артюхова М. А. Метод учёта влияния системы менеджмента надёжности предприятия при расчётной оценке показателей надёжности электронных средств / М. А. Артюхова, В. В. Жаднов, С. Н. Полесский // Радіоелектроніка, інформатика, управління. – 2013. – № 2. – С. 48–53.

4. Филиппов Б. И. Априорный анализ надёжности радиотехнических систем без восстановления / Б. И. Филиппов // ИзвестияВолгГТУ, серия Электроника, измерительная техника, радиотехника и связь, выпуск 12.2015. – № 11 (176). – С. 97-111.

5. Филиппов Б. И. Апостериорный анализ надёжности радиоэлектронных систем / Б.И. Филиппов // Вестник АГТУ, серия Управление, вычислительная техника и информатика. – 2015. – № 4. – С. 81– 91.

6. Надёжность ЭРИ: Справочник. М.: МО, 2006. – 641 с.

7. Левин Б. Р. Теория надёжности радиотехнических систем / Б. Р. Левин. М.: Сов.радио, 1978. – 264 с.

Сведения об авторах

Борис И. Филиппов – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры защиты информации Новосибирского Государственного Технического Университета. 630099, Новосибирск, ул. Урицкого, д. 17, кв. 13, тел. +79232256721, e-mail: Fillippov-boris@rambler.ru

Юлия В. Замятина – студент кафедры защиты информации Новосибирского Государственного Технического Университета. 630017, Новосибирск, ул. Б.Богаткова, д. 192/5, кв. 183, тел. +79132094656, e-mail: e-zamiatina.abs323@gmail.com

Поступила 24.11.2016