

Н. К. Юрков, В. С. Михайлов

АНАЛИЗ ВОЗМОЖНОСТЕЙ ПО СНИЖЕНИЮ ОБЪЕМА ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ

N. K. Yurkov, V. S. Mikhailov

ANALYSIS OF OPPORTUNITIES TO REDUCE THE AMOUNT OF RELIABILITY TESTS

Аннотация. Актуальность и цели. Для проведения испытаний на надежность сложных и высоконадежных изделий требуется выставлять большое число испытуемых изделий. С целью сокращения объема испытаний оценку показателей надежности проводят расчетно-экспериментальным методом. Под расчетно-экспериментальным методом понимают: метод оценки надежности объекта путем расчета, при котором показатели надежности всех или некоторых составных частей объекта определены экспериментально; оценка показателей надежности при наличии основной информации о составных частях объекта и информации о его структуре. Следует заметить, что в основе расчетно-экспериментального метода лежат методы точечного и интервального оценивания, а сами планы испытаний относят к определительным. Следующим шагом по сокращению объема испытаний является сокращение учитываемых отказов. В большинстве случаев допустимое число отказов в процессе испытаний сводят к нулю. Все эти шаги позволяют минимизировать затраты на проведение испытаний на надежность. Однако затраты на проведение испытаний остаются все еще большими, что заставляет разработчика и производителя изделий искать иные подходы к формированию выборки и оценке результатов испытаний на надежность. Целью работы является нахождение решения проблемы сокращения объемов испытаний на основе точечных оценок показателей надежности, полученных по результатам испытаний, не давших отказы. **Материалы и методы.** В основе предлагаемого метода решения проблемы сокращения количества испытуемых изделий для безотказных испытаний лежит использование в качестве расчетных формул выражения для точечных оценок показателей надежности (вместо НДГ), полученных за последнее время. **Выводы.** Использование приведенных в данной работе оценок параметров надежности позволяет минимизировать объем выборки при проведении испытаний на надежность, которые были запланированы как безотказные, что в полной мере решает проблему минимизации объема выборки. Такое стало возможным потому, что эти оценки дают возможность проводить точечное оценивание по результатам испытаний, не давших отка-

Abstract. Background. To test the reliability of complex and highly reliable products required to expose a large number of test products. In order to reduce the amount of testing, the evaluation of reliability indicators is carried out by a calculation-experimental method. Under the calculated-experimental method understand: the method of assessing the reliability of an object by calculating, in which the reliability indicators of all or some of its component parts are determined experimentally; evaluation of reliability indicators in the presence of basic information about the constituent parts of the object and information about its structure. It should be noted that the point-based and interval estimation methods are the basis of the computational-experimental method, and the test plans themselves are considered definitive. The next step to reduce the amount of testing is to reduce the accounted for failures. In most cases, the permissible number of failures during the test process is reduced to zero. All these steps allow you to minimize the cost of conducting tests for reliability. However, the costs of testing are still high, which forces the developer and manufacturer of products to look for other approaches to the sampling and evaluation of the results of reliability tests. The aim of the work is to find a solution to the problem of reducing the volume of tests on the basis of point estimates of reliability indicators obtained from the results of tests that did not give failures. **Materials and methods.** The proposed method for solving the problem of reducing the number of tested products for fail-safe tests is based on the use of expressions for point estimates of reliability indicators (instead of NDG), obtained recently, as calculation formulas. **Conclusions.** The use of estimates of reliability parameters given in this paper allows us to minimize the sample size during the reliability tests that were planned as reliable, which greatly solves the problem of minimizing the sample size. This was possible because these estimates make it possible to carry out a point estimate based on the results of tests that did not give failures, which, in turn, does not allow to underestimate the real indicator of reliability.

зы, что в свою очередь не позволяет занижать реальный показатель надежности.

Ключевые слова: средняя наработка до отказа, вероятность безотказной работы, экспоненциальное распределение, план испытаний, точечная оценка.

Keywords: mean time to failure, probability of uptime, exponential distribution, test plan, point estimate.

Введение

Оценку показателей надежности проводят расчетно-экспериментальным методом [1, 2]. Под расчетно-экспериментальным методом понимают метод оценки надежности объекта путем расчета, при котором показатели надежности всех или некоторых составных частей объекта определены экспериментально.

При этом оценка показателей надежности осуществляется при наличии основной информации о составных частях объекта и информации о его структуре.

В основе расчетно-экспериментального метода лежат методы точечного и интервального оценивания [2, 3], а сами планы испытаний относят к определительным [1].

Допустимое число отказов в процессе испытаний сводят к нулю и минимизируют затраты на проведение испытаний на надежность. Необходимо искать иные подходы к формированию выборки и оценке результатов испытаний на надежность.

Как правило, план испытаний относят к плану типа *NBT* (биномиальные испытания) или *NBT* (испытания с ограниченной продолжительностью и восстановлением), где *N* – число испытуемых однотипных изделий; *T* – наработка (одинаковая для каждого изделия); *B* (*B*) – характеристика плана, означающая, что работоспособность изделия после каждого отказа в течение срока испытаний не восстанавливается (восстанавливается) [4]. Для результатов безотказных испытаний эти планы следует считать эквивалентными.

Предлагаемые в настоящее время методы оценки величин параметров надежности основываются на стандартах, основы которых закладывались на протяжении предыдущего столетия. В частности, в качестве точечной оценки показателей надежности по результатам испытаний, не давших отказы, принимается соответствующая этой оценке нижняя доверительная граница (НДГ). Наиболее успешными в этом направлении работами являются методы байесовского статистического оценивания [5–7].

Примером может служить оценка вероятности безотказной работы (далее – ВБР), проводимая по результатам испытаний типа *NBT*. В качестве точечной оценки ВБР по результатам безотказных испытаний принимается ее НДГ ($R_{\text{НДГ}}$), величина которой определяется по формуле [5] (байесовская нижняя доверительная граница – случай равномерного априорного распределения – тривиальная априорная информация):

$$R_{\text{НДГ}} = \sqrt[N+1]{1-\gamma}, \quad (1)$$

где γ – доверительная вероятность. Заметим, что формулу (1) с хорошим приближением можно применять и для плана испытаний *NBT* в случае, когда в процессе испытаний отказы не возникают.

Существенным недостатком методов байесовского статистического оценивания является ограничение, накладываемое выбранным априорным распределением, как неизменным постулатом [8, 9]. Поэтому, несмотря на достигнутые впечатляющие результаты, методы байесовского статистического оценивания остаются ограниченными выбранным априорным распределением и дают результаты, не выходящие за рамки дозволенного, что определено выбором вида распределения и его параметров по результатам испытаний изделий предыдущих партий.

Байесовская оценка $R_{\text{НДГ}} = \sqrt[N+1]{1-\gamma}$ в настоящей работе рассматривается не как этalon, а как инструмент сравнения лучших классических оценок с современными по результатам испытаний, не давших отказы [8].

Разумной альтернативой классической оценки $R_{\text{НДГ}} = \sqrt[N+1]{1-\gamma}$ [5], а следовательно, и составной байесовской оценки в части биномиальных испытаний, не давших отказов, может служить неявно заданная точечная оценка вероятности отказа изделий, приведенная в работах [9–11].

Сокращение объемов при планировании безотказных испытаний. Вероятность безотказной работы

Проведем расчет объема выборки безотказных испытаний исходя из оценок [9–11].

В классическом случае для безотказных испытаний определение объема выборки (N) рассматривают исходя из равенства НДГ $R_{\text{НДГ}}$ нормируемому значению ВБР ($P_{\text{норма}}$), т.е. исходят из равенства $R_{\text{НДГ}} = P_{\text{норма}}$. В качестве эталона сравнения объемов выборки испытаний, рассчитанных исходя из различных оценок, возьмем формулу (1), которая определяет байесовскую НДГ. Тогда объем выборки для безотказных испытаний $N_{\text{Байес}}$ рассчитывают по формуле

$$N_{\text{Байес}} = \frac{\ln(1-\gamma)}{\ln(R_{\text{НДГ}} = P_{\text{норма}})} - 1.$$

Заметим, что оценка НДГ ВБР, полученная решением уравнения Клоппера – Пирсона [4], проигрывает байесовской оценке (см. формулу (1)) и поэтому в сравнительном анализе рассматриваться не будет.

Биномиальный план испытаний

Для безотказных испытаний ($r=0$), проводимых по биномиальному плану, рассмотрим неявно заданную точечную оценку ВБР $\hat{V}_{\beta=0,86}(r, N)$ за время T (β – вероятность события получить не более r отказов), величины которой для различных r и N вычисляют из формулы [11]

$$\sum_{k=0}^r C_N^k \hat{V}_{\beta=0,86}^{N-k} (1 - \hat{V}_{\beta=0,86})^k = \gamma = 0,86. \quad (3)$$

Заметим, что вероятность β уже не несет в себе смысл доверительной вероятности и не может организовать доверительный интервал, так как его границы «перехлестывают» друг друга. Вероятность β является маркирующим параметром, который выделяет оценку среди множества подобных по методу построения $\beta \geq 0,5$ при поиске эффективной оценки [11].

Неявно заданная оценка ВБР $\hat{V}_{\beta=0,86}(R, N)$, полученная решением уравнения (3), не является эффективной [10], так как таковой является традиционная несмещенная и эффективная оценка $\hat{P}(R, N) = 1 - \hat{p} = 1 - \frac{R}{N}$. Однако возможность оценивать ВБР величиной отличной от нуля и единицы делает ее весьма привлекательной.

Тогда объем выборки следует рассчитывать по формуле

$$N_{NBT} = \frac{\ln(\beta = 0,86)}{\ln(\hat{V}_{\beta=0,86} = P_{\text{норма}})}. \quad (4)$$

План испытаний типа NBT

Для плана испытаний типа NBT рассмотрим эффективную точечную оценку ВБР за время $t = T$ [12], полученную в соответствии с критерием эффективности интегральных оценок [12], а именно:

$$\hat{P}_{NBT}(t) = e^{(-t/6NT)}, \text{ при } r=0 \text{ и } \hat{P}_{NBT}(t) = e^{(-t*(r+0,5)/NT)}, \text{ при } r>0. \quad (5)$$

Эта оценка ВБР $\hat{P}_{NBT}(t)$ является эффективной по смещению согласно критерию интегральных оценок [12].

Тогда объем выборки для безотказных испытаний следует рассчитывать по формуле

$$N_{NBT} = -\frac{t}{6T \ln(\hat{P}_{NBT} = P_{\text{норма}})} = -\frac{1}{6 \ln(\hat{P}_{NBT} = P_{\text{норма}})}. \quad (6)$$

Из формул (4) и (6) следует, что объем выборки не зависит от γ – доверительной вероятности (см. формулу (1)), так как вывод этих формул основан на точечных оценках.

Результаты объемов испытаний N , рассчитанных в соответствии с формулами (2), (4) и (6) для планов безотказных испытаний типа NBT и NBT , приведены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты объемов испытаний N , рассчитанных в соответствии с формулами (2), (4) и (6)
для планов безотказных испытаний типа NBT и NBT

Нормируемое значение ВБР	$N_{\text{Байес}} (\gamma = 0,8)$	N_{NBT}	N_{NBT}
Объем испытаний для $P = 0,999$, шт	1608	151	167
Объем испытаний для $P = 0,99$, шт	159	15	17
Объем испытаний для $P = 0,95$, шт	30	3	3
Объем испытаний для $P = 0,9$, шт	14	2	2

Из табл. 1 следует, что для испытаний, не давших отказы, происходит значительное сокращение объемов планов испытаний, рассчитанных на основе современных точечных оценок показателей надежности.

Средняя наработка до отказа

Проведем расчет объема безотказных испытаний исходя из оценок [9–14].

Если в качестве оценки средней наработки до отказа (СНДО) рассматривать традиционную оценку T_0 [3, 4], а именно:

$$T_0 = \frac{NT}{r}, \text{ при } r > 0,$$

где r – случайное число отказов, то объем выборки (как и T_0) для безотказных испытаний рассчитать невозможно. Поэтому в этом случае традиционно в качестве оценки СНДО выбирают ее НДГ [3], например для биномиального плана испытаний, а именно:

$$T_{01H} = \frac{2NT}{x^2(1-\alpha; 2r+1)},$$

где $x^2(1-\alpha; 2r+1)$ – квантиль x^2 – распределения с $2r+1$ степенью свободы (для биномиального плана испытаний), α – уровень значимости ($\alpha = 1 - \gamma$), согласно ГОСТ Р 50779.26–2007.

Аналогично для плана испытаний типа NBT , а именно:

$$T_{01H} = \frac{2NT}{x^2(1-\alpha; 2r+2)}.$$

Пусть в качестве нормируемого значения СНДО выбирается значение $T_{\text{норма}}$ ($T_{01H} = T_{\text{норма}}$), тогда объем выборки для биномиального плана испытаний следует рассчитывать по формуле

$$N = T_{\text{норма}} \frac{x^2(1-\infty; 1)}{2T}.$$

Точечная оценка СНДО для плана испытаний типа NBT

Для плана испытаний типа NBT рассмотрим точечную оценку СНДО [12–14], полученную в соответствии с критерием эффективности оценок [12], а именно:

$$T_{01} = 2NT, \text{ при } r = 0 \text{ и } T_{01} = \frac{NT}{r+1}, \text{ при } r > 0. \quad (7)$$

Тогда относительный выигрыш от минимизации объема выборки для плана NBT следует рассчитывать по формуле

$$\text{Выигрыш} = x^2(1-\alpha; 2).$$

Для уровня значимости $\alpha = 0,2$ относительный выигрыш от минимизации объема выборки составит 3,2 раза, а для $\alpha = 0,1$ составит 4,6 раза.

Точечная оценка СНДО для биномиального плана испытаний

Для биномиального плана испытаний рассмотрим точечную оценку СНДО [10], полученную в соответствии с критерием эффективности оценок [11], а именно:

$$\hat{T}_1 = \frac{T}{-\ln(1 - \tilde{\nu}(R, N, \beta = 0,6))}, \quad (8)$$

где R – случайное число отказов, $\tilde{\nu}(R, N, \beta = 0,6)$ – неявно заданная оценка вероятности отказа при биномиальных испытаниях. В этом случае объем выборки будет рассчитываться по неявно заданной формуле.

Поскольку для безотказных испытаний планы испытаний типа NBT и NBT эквивалентны, т.е.

$$\hat{T}_1 = \frac{\tau = 1000}{-\ln(1 - \tilde{\nu}(R = 0, N, \beta = 0,6))} \cong T_{01} = 2N\tau, \text{ при } R = 0,$$

то все сказанное для плана испытаний типа NBT верно и для плана испытаний типа NBT .

Проведение аналогичных рассуждений для плана NBT приводит к тому, что относительный выигрыш от минимизации объема выборки для плана NBT следует рассчитывать по формуле

$$\text{Выигрыш} = x^2(1-\alpha; 1),$$

что дает примерно такой же относительный выигрыш от минимизации объема выборки, т.е. для уровня значимости $\alpha = 0,2$ относительный выигрыш от минимизации объема выборки составит 1,64 раза, а для $\alpha = 0,1$ составит 2,71 раза.

В заключение следует заметить, что оценки T_{01} и \hat{T}_1 для планов испытаний соответственно типа NBT и NBT являются смешенными, но эффективными на достаточно широком классе оценок, куда входит и традиционная оценка T_0 [4, 6]. Оценки T_{01} и \hat{T}_1 в отличие от традиционной T_0 позволяют рассчитывать точечную оценку СНДО по результатам испытаний, не давших отказы.

Гамма-процентная наработка до отказа

Рассмотрим точечную оценку гамма-процентной наработки до отказа (ГПНДО) $\gamma \geq 0,9$ для биномиального плана испытаний [16]:

$$\hat{t}_{\gamma; \beta=0,5} = \frac{\ln(\gamma)T}{-\ln(1 - \hat{\nu}(R, N, \beta = 0,5))}. \quad (9)$$

Легко доказать, что оценка ГПНДО

$$\hat{t}_{\gamma; \beta=0,6} = \frac{\ln(\gamma)T}{-\ln(1 - \hat{\nu}(R, N, \beta = 0,6))} \quad (10)$$

эффективнее оценки $\hat{t}_{\gamma; \beta=0,5}$ [11, 15].

Аналогично [15] доказывается эффективность оценки ГПНДО $\hat{t}_{\gamma 1}$ для плана испытаний с ограниченным временем и восстановлением отказавших изделий:

$$\hat{t}_{\gamma^1} = -\ln(\gamma)2NT, \text{ при } r=0 \text{ и } \hat{t}_{\gamma^1} = -\ln(\gamma)\frac{NT}{r+1}, \text{ при } r>0. \quad (11)$$

Оценки ГПНДО $\hat{t}_{\gamma, \beta=0,6}$ и \hat{t}_{γ^1} – практически взаимозаменяемые для безотказных испытаний.

Формулы (9) – (11) являются общими для: гамма-процентной наработки до отказа, гамма-процентного ресурса и гамма-процентного срока сохраняемости (далее – ГПС). Для безотказных испытаний оценку \hat{t}_{γ^1} можно применять как для плана типа NBT , так и для плана типа $N\bar{B}T$. Полученные таким образом оценки ГПС t_{γ} имеют существенные преимущества, а именно:

- оценки являются эффективными на достаточно широком классе оценок [15];
- оценки позволяют получать значение t_{γ} по результатам испытаний, не давших отказы и проводимые по плану типа $N\bar{B}T$ или NBT .

Рассматривая случай $r=0$, легко получить расчетную формулу для объема испытаний в предположении, что в качестве нормируемого значения ГПНДО выбирается некоторое значение t_{γ^H} , тогда объем выборки следует рассчитывать по формуле

$$N_{NBT} = -\frac{t_{\gamma^H}}{\ln(\gamma)2T}.$$

На практике же для безотказных испытаний в качестве оценки ГПНДО применяют ее НДГ. Одним из вариантов нахождения оценки НДГ для ГПС служат следующие рассуждения: при условии подчинения наработки до отказа экспоненциальному закону распределения с параметром T_0 (СНДО), расчетное значение ГПС (далее – t_{γ}) рассчитывается в соответствии с формулой

$$t_{\gamma} = -T_0 \ln(\gamma). \quad (12)$$

Оценка НДГ для ГПС получается, если в формулу (12) вместо T_0 подставить ее НДГ, а именно:

$$\hat{t}_{\gamma} = -\frac{2NT}{x^2(1-\alpha; 2r+2)} \ln(\gamma). \quad (13)$$

Пусть в качестве нормируемого значения t_{γ} выбирается значение t_{γ^H} , тогда объем выборки следует рассчитывать по формуле

$$N = -t_{\gamma^H} \frac{x^2(1-\alpha; 2)}{2T \ln(\gamma)}.$$

Тогда для плана испытаний типа NBT относительный выигрыш от минимизации объема выборки следует рассчитывать по формуле

$$\text{Выигрыш} = x^2(1-\alpha; 2). \quad (14)$$

Из формулы (14) следует, что относительный выигрыш от минимизации объема выборки зависит только от уровня значимости α . В соответствии с РД 50-690-89 [2] или [3] выбираем табличное значение: $x^2(0,8; 2) = 3,2$ и $x^2(0,9; 1) = 4,6$, т.е. для уровня значимости $\alpha = 0,2$ относительный выигрыш от минимизации объема выборки составит 3,2 раза, а для $\alpha = 0,1$ составит 4,6 раза, что является хорошим показателем минимизации.

Оценка объема испытаний для безотказных испытаний по плану типа $N\bar{B}T$ строится подобным способом, описанным в предыдущих разделах и имеет сопоставимый выигрыш от минимизации объема выборки.

Заключение

Использование приведенных в данной работе оценок параметров надежности (формулы (3), (5), (7), (8), (10) и (11)) позволяет минимизировать объем выборки при проведении испытаний на

надежность, которые были запланированы как безотказные, что в сильной степени решает проблему минимизации объема выборки. Такое стало возможным потому, что эти оценки дают возможность проводить точечное оценивание по результатам испытаний, не давших отказы, что, в свою очередь, не позволяет занижать реальный показатель надежности.

Библиографический список

1. ГОСТ 27.002–2015 Надежность в технике. Термины и определения. – Москва : Стандартинформ, 2016. – 23 с.
2. РД 50-690-89 Надежность в технике. Методы оценки показателей надежности по экспериментальным данным. – Москва : Госстандарт, 1990. – 132 с.
3. ГОСТ Р 50779.26–2007 Статистические методы. Точечные оценки, доверительные, предикционные и толерантные интервалы для экспоненциального распределения. – Москва : Стандартинформ, 2008. – 27 с.
4. Вопросы математической теории надежности / Е. Ю. Барзилович, Ю. К. Беляев, В. А. Каштанов, А. Д. Соловьев, И. Н. Коваленко, И. А. Ушаков ; под ред. Б. В. Гнеденко. – Москва : Радио и связь, 1983. – 376 с.
5. Савчук, В. П. Байесовские методы статистического оценивания: надежность технических объектов / В. П. Савчук. – Москва : Наука, 1989. – 328 с.
6. Швецова-Шиловская, Т. Н. Расчетно-экспериментальный метод оценки показателей надежности технологического комплекса на основе результатов его испытаний с учетом априорной информации о надежности по результатам испытаний составных частей / Т. Н. Швецова-Шиловская, Т. В. Громова, Ф. П. Соколов, В. Г. Ратушенко // Надежность. – 2013. – № 2. – С. 80–92.
7. Судаков, Р. С. К вопросу об учете предварительной информации в схеме биномиальных испытаний / Р. С. Судаков, А. Н. Чеканов // Надежность и контроль качества. – 1974. – № 1. – С. 24–28.
8. Михайлов, В. С. Исследование оценок на основе интегрального и байесовского подходов / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 1 (21). – С. 28–39.
9. Михайлов, В. С. Неявные оценки для плана испытаний типа НБт / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 1 (21). – С. 64–71.
10. Юрков, Н. К. Оценки показателей надежности для безотказных испытаний, проводимых по биномиальному плану / Н. К. Юрков, В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 4 (24). – С. 29–39.
11. Юрков, Н. К. Частный случай нахождения эффективных оценок / Н. К. Юрков, В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 2 (26). – С. 103–113.
12. Михайлов, В. С. Исследование интегральных оценок потока отказов / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 2 (22). – С. 3–10.
13. Михайлов, В. С. Неявные оценки для плана с ограниченным временем испытаний и восстановлением издерлий / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 2 (26). – С. 35–42.
14. Михайлов, В. С. Нахождение эффективной оценки средней наработки на отказ / В. С. Михайлов // Надежность. – 2016. – № 4. – С. 40–42.
15. Михайлов, В. С. Оценка гамма-процентного срока для биномиального плана испытаний / В. С. Михайлов // Надежность. – 2019. – № (2). – С. 18–21.

References

1. GOST 27.002–2015 *Nadezhnost' v tekhnike. Terminy i opredeleniya* [GOST 27.002-2015 Reliability in technology. Terms and definitions]. Moscow: Standartinform, 2016, 23 p.
2. RD 50-690-89 *Nadezhnost' v tekhnike. Metody otsenki pokazateley nadezhnosti po eksperimental'nym dannym* [RD 50-690-89 Reliability in technology. Methods for evaluating reliability indicators based on experimental data]. Moscow: Gosstandart, 1990, 132 p. [In Russian]
3. GOST R 50779.26–2007 *Statisticheskie metody. Tochechnye otsenki, doveritel'nye, prediktsionnye i to-lerantnye intervaly dlya eksponential'nogo raspredeleniya* [GOST R 50779.26-2007 Statistical methods. Point estimation, confidence, prediction and tolerance intervals for exponential distribution]. Moscow: Standartinform, 2008, 27 p. [In Russian]
4. Barzilovich E. Yu., Belyaev Yu. K., Kashtanov V. A., Solov'ev A. D., Kovalenko I. N., Ushakov I. A. *Voprosy matematicheskoy teorii nadezhnosti* [Questions of mathematical reliability theory]. Moscow: Radio i svyaz', 1983, 376 p. [In Russian]
5. Savchuk V. P. *Bayesovskie metody statisticheskogo otsenivaniya: nadezhnost' tekhnicheskikh ob'ektov* [Bayesian methods of statistical estimation: reliability of technical objects]. Moscow: Nauka, 1989, 328 p. [In Russian]
6. Shvetsova-Shilovskaya T. N., Gromova T. V., Sokolov F. P., Ratushenko V. G. *Nadezhnost'* [Reliability]. 2013, no. 2, pp. 80–92. [In Russian]

7. Sudakov R. S., Chekanov A. N. *Nadezhnost' i kontrol' kachestva* [Reliability and quality control]. 1974, no. 1, pp. 24–28. [In Russian]
8. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 1 (21), pp. 28–39. [In Russian]
9. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 1 (21), pp. 64–71. [In Russian]
10. Yurkov N. K., Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 4 (24), pp. 29–39. [In Russian]
11. Yurkov N. K., Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2019, no. 2 (26), pp. 103–113. [In Russian]
12. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 2 (22), pp. 3–10. [In Russian]
13. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2019, no. 2 (26), pp. 35–42. [In Russian]
14. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost'* [Reliability]. 2016, no. 4, pp. 40–42. [In Russian]
15. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost'* [Reliability]. 2019, no. (2), pp. 18–21. [In Russian]

Юрков Николай Кондратьевич

доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки РФ,
заведующий кафедрой конструирования
и производства радиоаппаратуры,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: yurkov_NK@mail.ru

Михайлов Виктор Сергеевич

ведущий инженер,
Центральный научно-исследовательский институт
химии и механики им. Д. И. Менделеева
(115487, Россия, г. Москва, ул. Нагатинская, 16а)
E-mail: Mvs1956@list.ru

Yurkov Nikolay Kondratievich

doctor of technical sciences, professor,
the honoured worker of science
of the Russian Federation,
head of sub-department of radio equipment design
and production,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Mikhailov Viktor Sergeevich

lead engineer,
Central Research Institute of Chemistry
and Mechanics named after D. I. Mendeleev
(115487, 16a Nagatinskaya street, Moscow, Russia)

Образец цитирования:

Юрков, Н. К. Анализ возможностей по снижению объема испытаний на надежность / Н. К. Юрков, В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 4 (28). – С. 149–156. – DOI 10.21685/2307-4205-2019-4-17.