

Н. К. Юрков, В. С. Михайлов, В. А. Трусов

ОЦЕНКА И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ БИНОМИАЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ, НЕ ДАВШИХ ОТКАЗЫ

N. K. Yurkov, V. S. Mihailov, V. A. Trusov

ESTIMATION AND PREDICTION OF THE RESIDUAL RESOURCE BASED ON THE RESULTS OF BINOMIAL TESTS THAT DID NOT GIVE UP

Аннотация. Актуальность и цели. Для невосстанавливаемых сложных изделий гамма-процентный ресурс не превышает минимальную наработку любого ЭРИ, составляющих это сложное изделие, а вероятность γ обычно выбирают в пределах от 0,95 до 0,999. Такой выбор значений вероятности разграничивает временной промежуток использования изделия на интервалы, где начальный интервал ограничен величиной гамма-процентного ресурса ($\gamma \geq 0,95$).

Такое разграничение позволяет считать, что в пределах этого начального интервала (15–25 лет) модель надежности невосстанавливаемых сложных изделий находится в рамках влияния экспоненциального закона. Этот факт позволяет делать прогнозы величины остаточного гамма-процентного ресурса невосстанавливаемых сложных изделий в пределах установленных ограничений (≤ 25 лет). Целью работы является нахождение оценки остаточного гамма-процентного ресурса – в рамках заложенных ограничений на использование ресурса, которая будет простой и более эффективной по сравнению с традиционной и уступающей незначительно эффективной оценке остаточного гамма-процентного ресурса, в случае ее существования, с точки зрения близости к истинному значению при использовании биномиального плана испытаний. А также по результатам продленной эксплуатации на основании полученной эффективной оценки остаточного гамма-процентного ресурса получить формулу оценки величин прогнозируемых значений остаточного гамма-процентного ресурса, в рамках заложенных ограничений. **Материалы и методы.** В основе исследования эффективных оценок лежит интегральный подход, в основе которого лежит построение правила выбора (критерий) эффективной оценки остаточного гамма-процентного ресурса, заданного на сумме значений абсолютных смещений оценок, выбранных из некоторого множества. **Выводы.** Полученная оценка остаточного гамма-процентного ресурса является простой и более эффективной по сравнению с традиционной и уступает незначительно эффективной оценке, в случае ее су-

Abstract. Background. For unrecoverable complex products, the GPR does not exceed the minimum operating time of any EREs that make up this complex product, and the probability γ is usually chosen in the range from 0.95 to 0.999. Such a choice of probability values distinguishes the time period of use of the product into intervals, where the initial interval is limited by the value of the gamma-percentage resource ($\gamma \geq 0.95$). This distinction suggests that within this initial interval (15–25 years), the reliability model of unrecoverable complex products is within the influence of an exponential law. This fact allows making predictions of the residual gamma-percentage resource of unrecoverable complex products within the established limits (≤ 25 years). The aim of the work is to find an estimate of the residual gamma-percentage resource – within the constraints imposed on the use of the resource, which will be simpler and more efficient than the traditional and inferior to a slightly effective estimate of the residual gamma-percentage resource, if it exists, from the point of view proximity to the true value when using the binomial test plan. And also, based on the results of the extended operation, on the basis of the obtained effective estimate of the residual gamma-percentage resource, obtain a formula for estimating the values of the predicted values of the residual gamma-percentage resource, within the limits of the constraints. Materials and methods. The study of effective estimates is based on an integral approach, which is based on the construction of a selection rule (criterion) for an effective estimate of the residual gamma-percentage resource given on the sum of the values of the absolute displacements of estimates selected from a certain set. Conclusions. The obtained estimate of the residual gamma-percentage resource is simpler and more effective than the traditional one and is inferior to the slightly effective estimate, if it exists, using the binomial test plan. The resulting estimate of the residual gamma-percentage resource has significant advantages, namely: the estimate is effective on a fairly wide class of biased estimates; assessment allows to obtain the value of the residual gamma-percentage resource from the results of tests that did not give failures. The proposed method of forecasting and

ществования, при использовании биномиального плана испытаний. Полученная оценка остаточного гамма-процентного ресурса имеет существенные преимущества, а именно: оценка является эффективной на достаточно широком классе смещенных оценок; оценка позволяет получать значение остаточного гамма-процентного ресурса по результатам испытаний, не давших отказы. Предлагаемый метод прогнозирования и полученная эффективная оценка остаточного гамма-процентного ресурса имеют направленность практического применения при безотказной эксплуатации изделий.

Ключевые слова: гамма-процентный ресурс, экспоненциальное распределение, план испытаний, точечная оценка, остаточный гамма-процентный ресурс.

the resulting effective assessment of the residual gamma-percentage resource have practical application direction in trouble-free operation of products.

Keywords: gamma-percent life, exponential distribution, test plan, point estimation, residual gamma-percentile operating life.

Введение

В современном производстве высоконадежных, уникальных, сложных изделий стала обычной ситуация, в которой необходимо получить оценку остаточного ресурса на основе испытаний, не давших отказов. Как правило план испытаний относят к плану типа NBT (биномиальные испытания) или NBT , где N – число испытываемых 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) [1]. Под остаточным ресурсом понимается: суммарная наработка объекта от момента контроля его технического состояния до момента достижения его предельного состояния [2], т.е. остаточный ресурс – ресурс, исчисляется от значения наработки t_n в текущий момент времени. В основе понимания долговечности изделия (его ресурса) лежит модель надежности [2], которая описывает закон распределения отказов. Внезапные отказы, носящие случайный характер, обычно довольно хорошо описываются экспоненциальным законом. Напротив, отказы, носящие название постепенных, во многих случаях довольно хорошо описываются нормальным законом [1]. У реального изделия часто совмещаются оба типа отказов. Изделие находится в работоспособном состоянии до первого из этих отказов. Пусть $P_1(t)$ – вероятность того, что за время t не произойдет внезапный отказ, а $P_2(t)$ – вероятность того, что за время t не произойдет постепенный отказ. В предположении, что отказы возникают независимо, вероятность безотказной работы (далее – ВБР) будет равна $P_0(t) = P_1(t)P_2(t)$. ВБР $P_0(t)$ имеет сложное аналитическое выражение [1], что значительно затрудняет проведение расчетов. Однако на практике для большинства случаев составляющей $P_2(t)$ можно пренебречь, поэтому ВБР $P_0(t) = P_1(t)$ имеет экспоненциальный характер.

Чаще всего в качестве показателя долговечности используется гамма-процентный ресурс (ГПР) и совсем редко – средний ресурс. Это объясняется тем, что за время, равное среднему ресурсу, откажет половина изделий, что с точки зрения безопасности и экономичности такая эксплуатация является неоправданной. В соответствии с работой [2] ГПР – суммарная наработка, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с вероятностью γ , выраженной в процентах. Аналогично определяется остаточный гамма-процентный ресурс (ОГПР), а именно: ОГПР – суммарная наработка объекта, исчисляемая от момента контроля его технического состояния, в течение которой объект не достигнет предельного состояния с вероятностью γ , выраженной в процентах.

Изделия электронной техники (ЭРИ) характеризуются минимальной наработкой (далее – $t_{\min}$), величина которой находится в пределах 15–25 годов. Минимальной наработке $t_{\min}$ соответствует ГПР ЭРИ при $\gamma = 0,999$, т.е. вероятность отказа ЭРИ на временном участке равном минимальной наработке близка к нулю, что соответствует пологому участку нормального закона распределения (з.р.). Поэтому интенсивность отказов на начальном пологом участке нормального з.р. приближенно можно выразить формулой $\lambda_2(t) \cong \varepsilon$, следовательно, $P_2(t) \cong \exp(-\varepsilon t)$, где ε – приближение константой

интенсивности отказов на пологом участке кривой нормального закона распределения. Причем на этом пологом участке $P_2(t) > 0,95$ (определяет критерий соответствия выбранной экспоненциальной модели). С другой стороны, для экспоненциального закона распределения вероятность отказа высоконадежного изделия выражается формулой $P_1(t) = \exp(-\lambda_1 t)$. Исходя из полученных приближений и равенства $P_0(t) = P_1(t)P_2(t) = \exp(-(\lambda_1 + \varepsilon)t)$ получаем, что на пологом временном участке ВБР определяется с хорошим приближением экспоненциальным законом. В этом случае гамма-процентная наработка до отказа совпадает с гамма-процентным ресурсом.

То же самое относится и к сложному изделию, состоящему из большого количества ЭРИ.

Для невосстанавливаемых сложных изделий ГПР не превышает минимальную наработку любого ЭРИ, составляющих это сложное изделие, а вероятность γ обычно выбирают в пределах от 0,95 до 0,999. Такой выбор значений вероятности разграничивает временной промежуток использования изделия на интервалы, где начальный интервал ограничен величиной ГПР ($\gamma \geq 0,95$). Такое разграничение позволяет считать, что в пределах этого начального интервала (15–25 лет) модель надежности невосстанавливаемых сложных изделий $P_0(t) = P_1(t)$ находится в рамках влияния экспоненциального закона. Этот факт позволяет делать прогнозы величины ГПР (ОГПР) невосстанавливаемых сложных изделий в пределах установленных ограничений (≤ 25 лет, $\gamma > 0,95$).

Модель надежности

На интервале $[0; 25]$ лет, ограниченном величиной минимальной наработки ЭРИ $t_{\min}$, наработка до отказа невосстанавливаемых сложных изделий подчиняется экспоненциальному закону распределения с параметром T_0 (средняя наработка до отказа). Расчетное значение ВБР (далее – $P_0(t)$) за заданное время (далее – t , $t \leq t_{\min}$) будет определяться равенством

$$P_0(t) = e^{\left(-\frac{t}{T_0}\right)}. \quad (1)$$

Из формулы (1) легко выводится расчетная формула для ГПР ($\gamma_n = P_0(t_n)$):

$$t_n = -T_0 \ln(\gamma_n). \quad (2)$$

Начальную (нормированную) величину ГПР t_n устанавливают по факту (в техническом задании).

Устанавливая величину критерия предельного состояния изделия (γ_n) для продленного ресурса (далее – t_n , $\gamma_n(t_n) < \gamma_n(t_n)$), легко рассчитать ОГПР изделия (далее – $t_{\text{ост.}\gamma}$):

$$t_{\text{ост.}\gamma} = t_n - t_n = -T_0 \ln(\gamma_n(t_n)) - (-T_0 \ln(\gamma_n(t_n))) = T_0 \ln(\gamma_n) - T_0 \ln(\gamma_n). \quad (3)$$

Из формул (1)–(3) легко рассчитать критерий предельного состояния изделия для ОГПР $t_{\text{ост.}\gamma}$,

а именно: $\gamma = e^{\left(-\frac{t_{\text{ост.}\gamma}}{T_0}\right)}$.

Устанавливая величину критерия предельного состояния изделия γ_n для продленного ресурса $t_{\text{прогноз}}$: $\gamma_n(t_n) = 0,95 = \gamma_{\text{прогноз}}(t_{\text{прогноз}})$, можно прогнозировать ОГПР изделия в соответствии с формулой (3), а именно:

$$t_{\text{прогноз.ост.}\gamma} = T_0 \ln(\gamma_n) - T_0 \ln(\gamma_{\text{прогноз}} = 0,95).$$

Рассмотрим случай проведения испытаний в соответствии с планом ЛБТ.

С целью построения оценки ОГПР (далее – $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$) вполне естественным будет, если в качестве оценки параметра T_0 воспользоваться традиционной точечной оценкой средней наработки до отказа, построенную для экспоненциального распределения [1, 3]:

$$\hat{m} = \frac{T^*}{r}, \text{ при } r > 0,$$

где T^* – суммарная наработка; r – количество отказов.

Однако полученная таким образом оценка имеет существенные недостатки, а именно:

- оценка является смещенной;
- оценка является не эффективной;
- оценка не позволяет получать значение $t_{\text{ост.}\gamma}$ по результатам испытаний, не давших отказы.

Для решения упомянутой выше задачи достаточно найти несмещенную эффективную оценку ($\hat{t}_{\text{ост.}\gamma\text{эф}}$), если такая существует в классе состоятельных смещенных оценок. (Класс состоятельных оценок, в который входят и все оценки, полученные методом подстановки, включая и метод максимального правдоподобия, содержит в себе оценки с любым смещением, в том числе и с фиксированным – в виде функции от параметра или константы [4]). В ряде случаев найденные несмещенные эффективные оценки имеют весьма громоздкий вид со сложным алгоритмом вычисления [5]. Они также не всегда являются достаточно эффективными в классе всех смещенных оценок и не всегда имеют значительное преимущество перед простыми, но смещенными оценками, с точки зрения близости к оцениваемому показателю.

Цель работы

Целью работы является нахождение оценки ОГПР $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$ – в рамках заложенных ограничений на использование экспоненциального закона, которая будет простой и более эффективной по сравнению с традиционной и уступающей незначительно эффективной оценке ОГПР $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$, в случае ее существования с точки зрения близости к истинному значению при использовании биномиального плана испытаний. И по результатам продленной эксплуатации на основании построенной эффективной оценки ОГПР получить величины прогнозируемых значений ОГПР в рамках заложенных ограничений.

Методы и решения

В качестве инструмента для нахождения эффективной оценки будем использовать интегральные характеристики [6–9]. Аналогично работам [6–9] построим критерий выбора эффективной оценки на множестве оценок $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}(R, N, t)$, основанном на суммарном квадрате относительных смещений математического ожидания оценок $E\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}(R, N, t)$ от $t_{\text{ост.}\gamma} = T_0(\ln(\gamma_n) - \ln(\gamma_n))$ для всех возможных значений параметров биномиальных испытаний $p(T_0, t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{T_0}\right)}$ и N . Поэтому в качестве критерия получения эффективной оценки строится функционал (далее – $A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}(R, N, t))$) [6–9]:

$$A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}(R, N, t)) = \frac{1}{3} \sum_{t=1}^{t_j=1E+5} \frac{1}{10} \sum_{N=1}^{10} \int_0^{\infty} \left(\frac{1}{T_0}\right)^2 \{E\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}(R, N, t_j) - t_{\text{ост.}\gamma}\}^2 \partial T_0. \quad (4)$$

Воспользовавшись свойствами биномиального распределения с параметром p [1], найдем

$$E\hat{t}_{\text{ост.}\gamma} = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\hat{T}_0 (\ln(\gamma_n(t_H)) - \ln(\gamma_n(t_{\Pi}))) \right) C_N^k p^k (1-p)^{N-k}.$$

Эффективная оценка ОГПР $t_{\text{ост.}\gamma}$ должна обладать минимальной величиной функционала $A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma})$.

Вынесем из-под знака интеграла $\ln(\gamma_n(t_H)) - \ln(\gamma_n(t_{\Pi}))$, тогда формула (4) с учетом (3) примет вид

$$A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}) = (\ln(\gamma_n(t_H)) - \ln(\gamma_n(t_{\Pi})))^2 V(\tilde{T}_0), \quad (5)$$

где $V(\tilde{T}_0) = \frac{1}{3} \sum_{t=1E+3}^{t_j=1E+5} \frac{1}{10} \sum_{N=1}^{10} \int_0^{\infty} \left(\frac{1}{T_0} \right)^2 \{E\tilde{T}_0(R, N, t_j) - T_0\}^2 \partial T_0$; $\tilde{T}_0$ – некоторая оценка параметра T_0 .

В соответствии с [9] $V(\tilde{T}_0)$ в формуле (5) принимает минимальное значение (а вместе с ним и функционал $A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma})$), если в качестве оценки параметра T_0 подставить его эффективную оценку, построенную на достаточно широком классе смещенных оценок. В этом случае для биномиального плана испытаний в качестве оценки параметра T_0 (СНДО) следует использовать неявно заданную и эффективную оценку $\hat{T}_1$ из [9]:

$$\hat{T}_1 = \frac{t}{-\ln(1 - \tilde{v}(R, N, \gamma = 0, 6))}, \quad (6)$$

где оценка вероятности отказа $\tilde{v}(R, N, \gamma = 0, 6)$ получается решением уравнения [9]

$$F_R(r, N, \hat{p}) = \sum_{k=0}^r C_N^k \tilde{v}^k (1 - \tilde{v})^{N-k} = 0,6.$$

Тогда эффективная оценка ОГПР $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$, построенная на достаточно широком классе смещенных оценок [6, 9], примет вид

$$\hat{t}_{\text{ост.}\gamma} = \frac{t(\ln(\gamma_n(t_H)) - \ln(\pi(t_{\Pi})))}{-\ln(1 - \tilde{v}(R, N, \gamma = 0, 6))}. \quad (7)$$

Полученная таким образом оценка $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$ доставляет минимум функционалу $A(\hat{t}_{\text{ост.}\gamma})$ на достаточно широком классе смещенных оценок [6, 9] и по определению является эффективной оценкой ОГПР на этом классе оценок. Оценка $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$ имеет существенные преимущества в сравнении с традиционными оценками ОГПР, а именно:

- оценка является эффективной на достаточно широком классе смещенных оценок [6, 9];
- оценка позволяет делать оценку ОГПР t_{γ} по результатам испытаний, не давших отказы.

Пример 1. По результатам безотказной эксплуатации 15 изделий в течение 15000 ч было принято решение продолжить эксплуатацию этих изделий еще в течение 5000 ч с целью определения прогнозного значения ОГПР $\hat{t}_{\text{прогноз.ост.}\gamma}$ при $\gamma_{\text{прогноз}} = 95\%$. По результатам проведенной эксплуатации отказы обнаружены не были.

Требуется сделать оценку продленного остаточного ресурса $\hat{t}_{\text{п.ост.}\gamma} = 5000$ ч (рассчитать соответствующую вероятность γ) и распространить сделанную оценку на выпущенную партию изделий, чьи наработки в эксплуатации не превышают 15000 ч. В рамках допущенных ограничений на вероятность прогнозируемого ГПР $\gamma_{\text{прогноз}} = 95\%$ определить прогнозное значение ОГПР $\hat{t}_{\text{прогноз.ост.}\gamma}$.

В соответствии с формулами (1) и (6) делаем оценку ВБР за первичную наработку, равную 15 000 ч, по результатам безотказных испытаний, проводимых в течение 20 000 ч, по формулам

$$\tilde{T}_0(R=0, N=15) = \frac{t}{-\ln(1 - \tilde{v}(R=0, N=15, \gamma=0,6))} = \frac{20000}{-\ln(1 - 0,0335)} = 588235 \text{ ч};$$

$$\gamma_n(t_H) = F(t_H = 15000) = e^{\left(-\frac{15000}{\tilde{T}_0}\right)} = 0,974822,$$

т.е. наработка, равная 15 000 ч, соответствует ГПР при $\gamma = 97,4822\%$.

Заметим, что общее время эксплуатации каждого из 15 изделий составило $t_{\Pi} = 20\,000$ ч. Нарботке равной 20 000 ч соответствует ГПР при $\gamma = 96,6\%$, так как

$$\gamma_{\Pi}(t_{\Pi}) = F(t_{\Pi} = 20000) = e^{-\frac{20000}{\tilde{T}_0}} = 0,966571.$$

Непосредственно из формулы (7) следует, что оценка величины продленного ОГПР составит

$$\hat{t}_{n, \text{ост.}\gamma} = (\ln(\gamma_n(t_n)) - \ln(\gamma_{\Pi}(t_{\Pi})))\tilde{T}_0(R=0, N=15) = (\ln(0,974822) - \ln(0,966571))588\,235 = 5000 \text{ ч};$$

$$\gamma(\hat{t}_{n, \text{ост.}\gamma}) = F(t = 5000) = e^{-5000/588235} = 0,991,$$

т.е. изделия, чьи сроки эксплуатации достигнут 15 000 ч, смогут безотказно проработать еще 5000 ч с высокой вероятностью равной 0,991 до достижения наработки равной продленной эксплуатации $t_{\Pi} = 20\,000$ ч.

Непосредственно из формулы (7) следует, что в соответствии с критерием $\gamma_{\text{прогноз}} = 0,95$ величина прогнозного ОГПР составит

$$\hat{t}_{\text{прогноз.ост.}\gamma} = (\ln(\gamma_n(t_n)) - \ln(\gamma_{\text{прогноз}} = 0,95))\tilde{T}_0(R=0, N=15) = (\ln(0,975) - \ln(0,95))588\,235 = 15\,280 \text{ ч};$$

$$\gamma(\hat{t}_{\text{прогноз.ост.}\gamma}) = F(t = 15\,280) = e^{-15280/588235} = 0,974.$$

Нарботке равной $t = t_n + \hat{t}_{\text{ост.}\gamma} = 15\,000 + 15\,280 = 30\,280$ соответствует ГПР при $\gamma(t = t_n + \hat{t}_{\text{ост.}\gamma}) = F(t = 30\,280) = e^{-30280/588235} = 0,9498 \approx 0,95$. Этот факт означает, что расчет произведен в рамках установленных ограничений на наработку $t = 30\,280 \leq t_{\min} = 10 \cdot 365 \cdot 24 = 87\,600$ ч (10 лет).

По результатам прогноза $\hat{t}_{\text{прогноз.ост.}\gamma}$ можно сделать вывод, что прогнозируемый ОГПР составил 15 280 ч при $\gamma = 97,4\%$, т.е. по результатам прогноза ОГПР изделий, чьи сроки эксплуатации достигнут 15 000 ч, смогут безотказно проработать еще 15 280 ч с высокой вероятностью равной 0,974.

Приведем для сравнения традиционное решение примера 1.

Традиционно для безотказных испытаний оценку ВБР $F(t_n)$ за первичную наработку, равную 15 000 ч, оценивают параметр T_0 (вместо точечной оценки) по нижней доверительной границе (далее – НДГ) средней наработки до отказа с доверительной вероятностью $\gamma = 0,9$ (не путать с вероятностью «гамма»), то результат в соответствии с работой [3] составит

$$T_{01n} = \frac{2t_{\Sigma}}{x^2(1-\infty; 2r+1)} = \frac{2 \cdot 15 \cdot 20\,000}{2,71} = 221\,402 \text{ ч},$$

где $x^2(1-\infty; 2r+1)$ – квантиль x^2 – распределения с $2r+1$ степенью свободы (для плана испытаний NBT), ($\alpha = 1 - \gamma = 1 - 0,9 = 0,1$) – уровень значимости согласно ГОСТ Р 50779.26–2007:

$$\gamma_n(t_n) = F(t_n = 15000) = e^{(-t_n/T_{01n})} = e^{(-15000/221402)} = 0,934\,494,$$

т.е. первичная наработка равная 15000 ч соответствует ГПР группы изделий при $\gamma = 93,4\%$.

Вероятность для ГПР группы изделий равного 20 000 ч составит

$$\gamma_{\Pi}(t_{\Pi}) = F(t_{\Pi} = 20\,000) = e^{(-20000/221402)} = 0,913627,$$

т.е. суммарная наработка любого из изделий равная 20000 ч соответствует ГПР группы изделий при $\gamma = 91,3\%$.

Для безотказных испытаний традиционная оценка ГПР выражается формулой

$$\bar{t}_{\gamma} = -\ln(\gamma(t_n))T_{01n}.$$

Тогда традиционная оценка величины продленного ОГПР для группы изделий $\tilde{t}_{\text{ост.}\gamma}$ составит

$$\tilde{t}_{\text{ост.}\gamma} = (\ln(\gamma_{\text{н}}) - \ln(\gamma_{\text{п}})) T_{01\text{н}} = (\ln(0,934494) - \ln(0,913627)) 221\,402 = 5000 \text{ ч};$$

$$\gamma(\tilde{t}_{\text{ост.}\gamma}) = F(t = 5034) = e^{(-5000/T_{01\text{н}})} = 0,945.$$

По результатам традиционной оценки ОГПР $\tilde{t}_{\text{ост.}\gamma}$ можно сделать вывод, что ОГПР группы изделий составил 5000 ч при $\gamma = 94,5\%$ (ГПР группы изделий составил 20 000 ч при γ равной 91,3 %), т.е. изделия, чьи сроки эксплуатации достигнут 15000 ч, смогут безотказно проработать еще 5000 ч с вероятностью равной 0,945, что ниже требуемых 0,95, поэтому следует продолжить эксплуатацию. Осуществлять прогнозирование в рамках заложенных ограничений невозможно.

Из сравнения традиционной $\tilde{t}_{\text{ост.}\gamma} = 5000(\gamma = 94,5\%)$ и предлагаемой $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma} = 5000(\gamma = 97,4\%)$ оценок ОГПР следует, что для безотказных испытаний традиционное оценивание ОГПР с использованием нижних доверительных оценок, как и следовало ожидать, существенно занижает остаточный ресурс ($94,5\% < 97,4\%$) в сравнении с предлагаемой оценкой $\hat{t}_{\text{ост.}\gamma}$.

Заключение

Полученная оценка $\hat{t}_{\gamma}$ (см. формулу (7)) ОГПР t_{γ} является простой и более эффективной по сравнению с традиционной и уступает незначительно оценке $\hat{t}_{\gamma\text{эф}}$ в случае ее существования с точки зрения близости к t_{γ} при использовании биномиального плана испытаний.

Полученная оценка $\hat{t}_{\gamma}$ ОГПР t_{γ} имеет существенные преимущества, а именно:

- оценка является эффективной на достаточно широком классе смещенных оценок [6–9];
- оценка позволяет получать значение t_{γ} по результатам испытаний, не давших отказы.

Предлагаемый метод прогнозирования и полученная эффективная оценка $\hat{t}_{\gamma}$ ОГПР t_{γ} имеют направленность практического применения при безотказной эксплуатации изделий.

Библиографический список

1. Вопросы математической теории надежности / Е. Ю. Барзилович, Ю. К. Беляев, В. А. Каштанов, И. А. Ушаков, И. Н. Коваленко, А. Д. Соловьев ; под ред. Б. В. Гнеденко. – Москва : Радио и связь, 1983. – 376 с.
2. ГОСТ Р 27.002–2009 Надежность в технике. Термины и определения. – Москва : Стандартинформ, 2011. – 27 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. Боровков, А. А. Математическая статистика / А. А. Боровков. – Москва : Наука, 1984. – 472 с.
5. Воинов, В. Г. Несмещенные оценки и их применение / В. Г. Воинов, М. С. Никулин. – Москва : Наука, 1989. – 440 с.
6. Михайлов, В. С. Неявные оценки для плана испытаний типа НБт / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 1 (21). – С. 64–71.
7. Михайлов, В. С. Исследование интегральных оценок потока отказов / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 2 (22). – С. 3–10.
8. 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.
9. Михайлов, В. С. Частный случай нахождения эффективных оценок / В. С. Михайлов, Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 2 (26). – С. 103–113.

References

1. Barzilovich E. Yu., Belyaev Yu. K., Kashtanov V. A., Ushakov I. A., Kovalenko I. N., Solov'ev A. D. *Voprosy matematicheskoy teorii nadezhnosti* [Questions of mathematical theory of reliability]. Moscow: Radio i svyaz, 1983, 376 p. [In Russian]

2. GOST R 27.002–2009 *Nadezhnost' v tekhnike. Terminy i opredeleniya* [GOST R 27.002–2009 Reliability in technology. Terms and definitions]. Moscow: Standartinform, 2011, 27 p. [In Russian]
3. GOST R 50779.26–2007 *Statisticheskie metody. Tochechnye otsenki, doveritel'nye, prediktsionnye i tolerantnye intervaly dlya eksponentsial'nogo raspredeleniya* [GOST R 50779.26–2007 Statistical methods. Point estimates, confidence, predictive and tolerance intervals for exponential distribution]. Moscow: Standartinform, 2008, 27 p. [In Russian]
4. Borovkov A. A. *Matematicheskaya statistika* [Mathematical statistics]. Moscow: Nauka, 1984, 472 p. [In Russian]
5. Voinov, V. G., Nikulin M. S. *Nesmeshchennye otsenki i ikh primeneniye* [Unbiased estimates and their application]. Moscow: Nauka, 1989, 440 p. [In Russian]
6. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 1 (21), pp. 64–71. [In Russian]
7. Mikhaylov V. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 2 (22), pp. 3–10. [In Russian]
8. 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]
9. Mikhaylov V. S., Yurkov N. K. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2019, no. 2 (26), pp. 103–113. [In Russian]

Юрков Николай Кондратьевич

доктор технических наук, профессор,
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

Трусов Василий Анатольевич

кандидат технических наук, доцент,
кафедра конструирования
и производства радиоаппаратуры,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: trusov_v@mail.ru

Yurkov Nikolay Kondrat'evich

doctor of technical sciences, professor,
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)

Trusov Vasiliy Anatolievich

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of radio equipment design
and production,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Образец цитирования:

Юрков, Н. К. Оценка и прогнозирование остаточного ресурса по результатам биномиальных испытаний, не давших отказы / Н. К. Юрков, В. С. Михайлов, В. А. Трусов // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 3 (27). – С. 62–69. – DOI 10.21685/2307-4205-2019-3-7.