УДК 621.382.029.6 DOI 10.21685/2307-4205-2018-2-1

**В. С. Михайлов**

# ИССЛЕДОВАНИЕ ИНТЕГРАЛЬНЫХ ОЦЕНОК ПОТОКА ОТКАЗОВ

**V. S. Mikhaylov**

# INVESTIGATION OF INTEGRAL ESTIMATES

***Аннотация***. *Целью* настоящей работы является построение правила выбора эффективной оценки, основанного на интегральном подходе отличном от 1-го типа, и получение на основе построенного критерия эффективных оценок по результатам испытаний, проводимых в соответствии с планом типа *NB*τ. *Методы*. Для нахождения эффективной оценки использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения (уклонения) ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от всех возможных значений оцениваемой характеристики по различным значениям параметра пуассоновского закона распределения, характеризующего поток отказов совокупности испытуемых изделий. *Результаты и выводы.* 1. По результатам испытаний типа $NB\tau$ интегральные оценки 1-го типа используют в задачах, когда требуется найти эффективную оценку с минимальным смещением, а интегральные оценки 2-го типа – когда требуется найти эффективную оценку с минимальной дисперсией. 2. Идеальным вариантом в задачах оценивания является использование несмещенной оценки с минимальной дисперсией, если такая оценка существует. В противном случае следует искать оценки с минимальным смещением, а среди них – с минимальной дисперсией. Такой процесс поиска гарантирует получение оценок с хорошими точностными характеристиками. Поэтому в задачах надежности не следует ориентироваться на оценки, построенные минимизацией функционала 2-го типа. 3. Оценка СНДО $T_{01}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 1-го типа, а

***Abstract***. *The purpose* of this paper is to construct a rule for choosing an effective estimate based on an integral approach different from the first type. And, on the basis of the constructed criterion, to obtain effective estimates based on the results of the tests conducted in accordance with the plan of type *NB*τ. *Methods*. To find an effective estimate, we used the integral numerical characteristics of the accuracy of the estimate, namely, the total square of the displacement (deviation) of the expected realization of a certain valuation variant from all possible values of the estimated characteristic from the different values of the parameter of the Poisson crt characterizing the failure flow of the set of products under test. *Results and conclusions.* 1. According to the results of tests of type *NB*τ, integral estimates of type 1 are used in problems when it is required to find an effective estimate with minimum displacement, and integral estimates of the second type – when it is required to find an effective estimate with minimal variance. 2. An ideal option, in estimation problems, is to use an unbiased estimate with minimal variance, if such an estimate exists. Otherwise, we should look for estimates with a minimum bias, and among them – with a minimum variance. Such a search process guarantees the obtaining of estimates with good accuracy characteristics. Therefore, in reliability problems, one should not rely on estimates constructed by minimizing a functional of the second type. 3. The evaluation of mean time between failures $T_{01}$ is effective among the 1-type integral estimates proposed by the criterion, and the evaluation of mean time between failures $T_{05}$ is effective among the 2-type integral estimates proposed by the criterion. 4. As an estimate of probability of failure-free operation, a tradiоценка СНДО $T_{05}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 2-го типа. 4. В качестве оценки вероятности безотказной работы всегда следует использовать традиционную несмещенную оценку, кроме безотказных испытаний. В этом случае следует использовать смещенную эффективную интегральную оценку ВБР 1-го типа $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{06}}\right)}$ или эффективную смещенную интегральную оценку ВБР 2-го типа $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{01}}\right)}$ в зависимости от задач надежности.

***Ключевые слова***: Пуассоновский закон распределения; экспоненциальное распределение; план испытаний; точечная оценка.

tional unbiased estimate should always be used, except for fail-safe tests. In this case, an effective integral estimation of the one type $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{06}}\right)}$ or an effective integral estimate of the second type of the reliability function $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{01}}\right)}$ in depending on reliability problems.

***Key words***: Poisson distribution law; exponential distribution; test plan; point estimation.

## Введение

Будем рассматривать пуассоновский поток отказов [1], который возникает при проведении испытаний по плану типа $NB\tau$, где $N$ – число испытуемых однотипных изделий; $\tau$ – наработка (одинаковая для каждого изделия); $B$ – характеристика плана, означающая, что работоспособность изделия после каждого отказа в течение срока испытаний восстанавливается [1]. При этом будем считать, что наработка до отказа изделий подчиняется экспоненциальному закону распределения вероятностей (далее – з.р.) с параметром $T_0$, где последний совпадает со средней наработкой до отказа (далее – СНДО). Тогда расчетное значение вероятности безотказной работы (далее – ВБР) одного изделия за заданное время $\tau$ будет определяться равенством

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

Для плана типа $NB\tau$ достаточной статистикой является число наблюдаемых отказов ($r$) [1, 2]. Обозначим случайное число отказов через $R$, тогда для плана испытаний типа $NB\tau$ случайная величина $R$ (далее – с.в.) имеет пуассоновское распределение $L(r;\Delta)$ с параметром $\Delta=N\tau/T_0$ [1, 2]. Тогда по определению $r$ – реализация с.в. $R$. С другой стороны, $R$ – сумма с.в. $X_i$, каждая из которых есть случайное число отказов одного из $N$ изделий ($1 < i < N$), поставленных на испытания. $X_i$ имеют пуассоновское распределение с параметром $\Delta/N$:

$$L(r;\Delta)=\sum_{k=0}^{X_1+\ldots+X_N=r} e^{-\Delta}\frac{\Delta^k}{k!}. \quad (2)$$

## Интегральный подход в процессе поиска эффективных оценок

Интегральный подход отработан в основном для плана $NB\tau$ [3–5]. В основе интегрального подхода лежит построение правила выбора эффективной оценки $\hat{\theta}_0(R)$, заданного на сумме значений относительных смещений оценки от функции над параметром з.р. $\theta(T_0)$, а именно: $b/\theta(t)=\dfrac{E(\theta(R))-\theta(t)}{\theta(t)}$. В этом случае самым разумным является построение критерия выбора эффективной оценки на множестве оценок $\hat{\theta}(R,N,\tau)$, основанном на суммарном квадрате относительных смещений математического ожидания оценок $E\hat{\theta}(R,N,\tau)$ от $\theta(T_0)$ для всех возможных значений $T_0$, $N$ и $\tau$. Поэтому в качестве критерия получения эффективной оценки строится функционал (далее – $A(\hat{\theta})$)

$$A\left(\hat{\theta}\right)=\int_0^\infty\left(\frac{1}{\theta\left(T_0\right)}\right)^2\left\{E\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)-\theta\left(T_0\right)\right\}^2\partial\Delta, \tag{3}$$

где $\Delta=N\tau/T_0$ – параметр пуассоновского з.р., характеризующий поток отказов [1], $T_0=\frac{N\tau}{\Delta}$, $b^2=\left\{E\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)-\theta\left(T_0\right)\right\}^2$.

Воспользовавшись свойствами пуассоновского потока с параметром $\Delta$ [1] найдем

$$E\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)=\sum_{k=0}^{\infty}\hat{\theta}\left(k,N,\tau\right)e^{-\Delta}\frac{\Delta^k}{k!}. \tag{4}$$

Эффективная оценка $\hat{\theta}_0\left(R\right)$ должна обладать минимальной величиной функционала $A\left(\hat{\theta}_0\right)$. Такие эффективные оценки будем называть интегральными оценками. Из определения интегральной оценки следует, что ее выбор основан на минимизации суммы относительных смещений от оцениваемого параметра (или функции от параметра) на всем диапазоне значений, принимаемых этим параметром, и на всем диапазоне значений, которые могут принимать количество испытуемых изделий и время испытаний [6–8].

Таким образом, интегральный подход учитывает все факторы, влияющие на выбор эффективной оценки. Интегральный подход наиболее интересен в случае, когда оценки $\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)$ принадлежат к классу смещенных оценок $b^2>0$. Эффективные оценки, полученные минимизацией функционала, будем называть интегральными эффективными оценками 1-го типа, так как имеется второй вариант поиска эффективных оценок, использующих интегральный подход.

Отличие байесовской оценки ($\hat{\theta}_Q\left(R\right)$) от интегральной оценки 1-го типа выражено равенством

$$E(\hat{\theta}_Q\left(R\right)-\theta(T_0))^2=D\left(\hat{\theta}_Q\left(R\right)\right)+b=D\left(\hat{\theta}_Q\left(R\right)\right)+E\left(\hat{\theta}_Q\left(R\right)\right)-\theta\left(T_0\right).$$

Байесовская оценка $\hat{\theta}_Q\left(R\right)$ минимизирует среднеквадратическое уклонение за счет минимальной дисперсии, однако во многих случаях можно найти оценку, у которой смещение от параметра (или функции от параметра) меньше. Для задач интегрального оценивания 1-го типа важно не минимальное рассеивание оценок от параметра, а минимальное смещение. Таким образом, байесовские оценки и интегральные оценки 1-го типа решают разные задачи, в основе решения которых лежит одна и та же числовая характеристика точности оценки – среднеквадратическое отклонение.

## Определение цели работы

Целью настоящей работы является построение правила выбора эффективной оценки, основанного на интегральном подходе отличном от 1-го типа, и получение на основе построенного критерия эффективных оценок по результатам испытаний, проводимых в соответствии с планом типа $NB\tau$.

## Построение правила нахождения эффективных оценок, использующее интегральный подход отличный от 1-го типа

Вторым вариантом поиска эффективных оценок, использующим интегральный подход, является минимизация функционала (далее – $B\left(\hat{\theta}\right)$), основанного на суммировании математических ожиданий квадратов относительных уклонений оценок $\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)$ от $\theta(T_0)$ для всех возможных значений $T_0$, $N$ и $\tau$, а именно:

$$B\left(\hat{\theta}\right)=\int_0^\infty\left(\frac{1}{\theta\left(T_0\right)}\right)^2 E\left\{\hat{\theta}\left(R,N,\tau\right)-\theta\left(T_0\right)\right\}^2\partial\Delta. \tag{5}$$

Введем обозначения

$$\Delta = \frac{N\tau}{T_0} = w\tau,\ v = N\tau,\ T_0 = \frac{v}{\Delta},\ N = 1, \tag{6}$$

где $v$ – характеристика объема испытаний, а $N = 1$ – не нарушает общности рассуждений.

Из формулы (6) следует, что в общем случае для множества значений переменной $v \in [v_1; v_2]$ минимизация функционала $B(\hat{\theta}(R, v_i))$, где $v_i \in [v_1; v_2]$, даст множество частных эффективных оценок $\hat{\theta}(R, v_i)$. Чтобы найти общую эффективную оценку, необходимо ее поиск осуществлять минимизацией функционала следующего вида:

$$S(\hat{\theta}(R, v)) = \lim_{\delta \to 0} \frac{1}{I} \sum_{i=1}^{I} B(\hat{\theta}(R, v_i)), \tag{7}$$

где $\delta$ – шаг суммирования, $I = \frac{v_2 - v_1}{\delta}$ – число шагов суммирования. Так как величина функционала $B(\hat{\theta}(R, v))$ с изменением границ интервала $v_1$ и $v_2$ может стремиться как к нулю, так и к бесконечности, то следует ограничиваться рабочим диапазоном объема испытаний. Реальный объем испытаний может колебаться в пределах от 500 до 1000 000 часов, в зависимости от сложности и надежности испытуемого объекта. Именно этот фиксированный интервал следует рассматривать в качестве эталона при вычислении (минимизации) функционала $S(\hat{\theta}(R, v))$.

Для параметрических оценок формулу (7) можно представить в виде

$$S(\hat{\theta}(R, v, g)) = \lim_{\delta \to 0} \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} \lim_{\delta \to 0} \frac{1}{I} \sum_{i=1}^{I} B(\hat{\theta}(R, v_i, g_j)), \tag{7′}$$

где $\delta$ – шаг суммирования, $J = \frac{g_2 - g_1}{\delta}$ – число шагов суммирования, $[g_1; g_2]$ – некоторый отрезок суммирования $g \epsilon [g_1; g_2]$ на числовой оси, который выбирается исходя из задач надежности.

## Определение эффективности оценок СНДО для плана испытаний типа *NB*τ

Будем искать эффективные оценки СНДО на классе смещенных оценок, представимых в виде $\hat{\theta}(R, v) = v\varphi(R)$. Учитывая, что с.в. *R* распределена в соответствии с пуассоновским з.р., то формулы (5) и (7) перепишутся с учетом формул (4) и (11) в виде

$$B(\hat{\theta}) = \int_0^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\Delta} \frac{\Delta^k}{k!} \{\Delta\varphi(k) - 1\}^2 \partial\Delta. \tag{8}$$

Аналогично функционал $A(\hat{\theta})$ (формула (3)) перепишется в виде [4]

$$A(\hat{\theta}) = \int_0^{\infty} \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\Delta} \frac{\Delta^k}{k!} \Delta\varphi(k) - 1 \right\}^2 \partial\Delta. \tag{9}$$

В табл. 1 приведены результаты подстановки в функционалы $A(\hat{\theta}(R))$ и $B(\hat{\theta}(R))$ следующих оценок СНДО в соответствии с формулами (8) и (9):

– интегральная эффективная оценка 1-го типа на классе смещенных оценок, представимых в виде $\hat{\theta}(R, v) = v\varphi(R)$, а именно:

$$T_{01} = 2N\tau, \text{ при } r = 0 \text{ и } T_{01} = \frac{N\tau}{r+1}, \text{ при } r > 0;$$

– и оценок, представимых в виде $\hat{\theta}(R, v) = v\varphi(R)$:

$$T_{02} = 2N\tau, \text{ при } r = 0 \text{ и } T_{02} = \frac{N\tau}{r}, \text{ при } r > 0;$$

$$T_{03} = N\tau, \text{ при } r = 0 \text{ и } T_{02} = \frac{N\tau}{r}, \text{ при } r > 0;$$

$$T_{04} = \frac{N\tau}{r+1};$$

$$T_{05} = \frac{N\tau}{r+2}.$$

Таблица 1

Результаты подстановки оценок СНДО в функционалы $A\left(\hat{\theta}(R)\right)$ и $B\left(\hat{\theta}(R)\right)$

| Вид функционала | $T_{01}$ | $T_{02}$ | $T_{03}$ | $T_{04}$ | $T_{05}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $A\left(\hat{\theta}(R)\right)$ – 1-го типа | 0,25 | 1,44 | 1,09 | 0,5 | 1,37 |
| $B\left(\hat{\theta}(R)\right)$ – 2-го типа | 8,63 | 12,83 | 8,83 | 4,63 | 3,68 |

Интегральные оценки 1-го типа (функционал $A\left(\hat{\theta}(R)\right)$) используют в задачах, когда требуется найти эффективную оценку с минимальным смещением, а интегральные оценки 2-го типа (функционал $B\left(\hat{\theta}(R)\right)$) – когда требуется найти эффективную оценку с минимальной дисперсией.

Из табл. 1 следует, что оценка СНДО $T_{01}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 1-го типа, а оценка СНДО $T_{05}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 2-го типа. Все предложенные оценки (см. табл. 1) являются смещенными, так как значения функционалов $A\left(\hat{\theta}(R)\right)$ и $B\left(\hat{\theta}(R)\right)$ на этих оценках отличны от нуля.

В табл. 2 приведены результаты предложенных оценок СНДО (см. табл. 1) для различных объемов безотказных испытаний и испытаний с одним отказом.

Таблица 2

Результаты предложенных оценок СНДО для различных объемов безотказных испытаний и испытаний с одним отказом

| Объем испытаний | $T_{01}$ | $T_{02}$ | $T_{03}$ | $T_{04}$ | $T_{05}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $v = 1E+3, r = 0$ | 2000 | 2000 | 1000 | 1000 | 1000 |
| $v = 1E+4, r = 0$ | 20 000 | 20 000 | 10 000 | 10 000 | 10 000 |
| $v = 1E+5, r = 0$ | 200 000 | 200 000 | 100 000 | 100 000 | 100 000 |
| $v = 1E+6, r = 0$ | 2 000 000 | 2 000 000 | 1 000 000 | 1 000 000 | 1 000 000 |
| $v = 1E+7, r = 0$ | 20 000 000 | 20 000 000 | 10 000 000 | 10 000 000 | 10 000 000 |
| $v = 1E+3, r = 1$ | 500 | 1000 | 1000 | 500 | 333 |
| $v = 1E+4, r = 1$ | 5000 | 10 000 | 10 000 | 5000 | 3333 |
| $v = 1E+5, r = 1$ | 50 000 | 100 000 | 100 000 | 50 000 | 33 333 |
| $v = 1E+6, r = 1$ | 500 000 | 1 000 000 | 1 000 000 | 500 000 | 333 333 |
| $v = 1E+7, r = 1$ | 5 000 000 | 10 000 000 | 10 000 000 | 5 000 000 | 3 333 333 |

Из табл. 2 следует, что формула линейной зависимости $\hat{\theta}(R,v)=v\varphi(R)$, заложенная в оценки $T_{01}-T_{05}$, линейно (адекватно) корректирует результат в зависимости от объема испытаний. Среди предложенных оценок оценка $T_{01}$ обладает средним разбросом, но с минимальным смещением, а оценка $T_{05}$ обладает минимальным разбросом, но с большим смещением. Так как минимальный разброс величин значений оценки $T_{05}$ не может гарантировать точность результата, то из-за большого смещения оценка $T_{05}$ является менее привлекательной в задачах оценивания СНДО.

В процессе производства испытатель должен самостоятельно делать выбор: либо минимальный разброс с большим смещением, либо минимальное смещение с большим разбросом. В зависимости от выбора принимается решение использовать эффективную интегральную оценку 1-го типа или эффективную интегральную оценку 2-го типа.

Идеальным вариантом в задачах оценивания СНДО является использование несмещенной оценки с минимальной дисперсией, если такая оценка существует. В противном случае следует искать оценки с минимальным смещением, а среди них – с минимальной дисперсией. Такой процесс поиска гарантирует получение оценок с хорошими точностными характеристиками. Поэтому не следует ориентироваться на оценки, построенные минимизацией функционала 2-го типа.

## Параметрический случай

Для параметрического случая $\theta(t)=e^{\left(-\frac{g}{t}\right)}$, объединяя формулы (7′) и (5), получаем

$$S\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)=\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}\int_{0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}e^{-\Delta}\frac{\Delta^k}{k!}\left\{\frac{\hat{\theta}(k,v_i,g_i)}{e^{\left(-\frac{g_i\Delta}{v_i}\right)}}-1\right\}^2\partial\Delta. \tag{10}$$

Так как в расчетах по формуле (10) знаменатель $e^{\left(-\frac{g_i\Delta}{v_i}\right)}$ может принимать значения близкие к нулю, то функционал всегда имеет величину равную бесконечности, что делает невозможным поиск эффективных оценок. Поэтому в качестве числовой характеристики критерия следует рассматривать не относительное уклонение, а абсолютное. Уберем множитель $\left(\frac{1}{\theta(T_0)}\right)^2$ в формуле (11), тогда формулу (10) можно переписать в виде

$$S\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)=\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}\int_{0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}e^{-\Delta}\frac{\Delta^k}{k!}\left\{\hat{\theta}(k,v_i,g_i)-e^{\left(-\frac{g_i\Delta}{v_i}\right)}\right\}^2\partial\Delta. \tag{11}$$

Аналогично вариант нахождения эффективной оценки минимизацией смещения перепишется в виде [5]

$$D\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)=\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}\int_{0}^{\infty}\left\{\sum_{k=0}^{\infty}\hat{\theta}(k,v_i,g_i)e^{-\Delta}\frac{\Delta^k}{k!}-e^{\left(-\frac{g_i\Delta}{v_i}\right)}\right\}^2\partial\Delta. \tag{12}$$

Будем предполагать, что объем испытаний $v$ варьируется в пределах 1E+03 до 1E+07, а $g\in[1\mathrm{E}+3;1\mathrm{E}+5]$.

В табл. 3 приведены результаты подстановки в функционалы $S\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ и $D\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ в соответствии с формулами (11) и (12) следующих оценок ВБР для $g\in[1\mathrm{E}+3;1\mathrm{E}+5]$ ч:

– $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{01}}\right)}$;

– $\hat{\theta}(R,v,g)=e^{\left(-\frac{g}{T_{02}}\right)}$;

– $\hat{\theta}(R,v,g) = e^{(-g/T_{04})}$;

– $\hat{\theta}(R,v,g) = e^{(-g/T_{05})}$;

– $\hat{\theta}(R,v,g) = e^{\left(-\frac{g}{T_{06}}\right)}$, где $T_{06} = 6NT$, при $r = 0$ и $T_{04} = \dfrac{NT}{r+0,5}$, при $r > 0$.

Таблица 3

Результаты подстановки оценок ВБР, для $g \in [1E+3;1E+5]$ ч,
в функционалы $S\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ и $D\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ в соответствии с формулами (11) и (12)

| Функционал | $e^{\left(-\frac{g}{T_{01}}\right)}$ | $e^{\left(-\frac{g}{T_{02}}\right)}$ | $e^{\left(-\frac{g}{T_{04}}\right)}$ | $e^{\left(-\frac{g}{T_{05}}\right)}$ | $e^{\left(-\frac{g}{T_{06}}\right)}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $S\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ – 2-го типа | 0,095 | 0,095 | 0,100 | 0,149 | 0,132 |
| $D\left(\hat{\theta}(R,v,g)\right)$ – 1-го типа | 0,038 | 0,036 | 0,072 | 0,135 | 0,020 |

Из табл. 3 следует, что оценка ВБР $T_{06}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 1-го типа, а оценка ВБР $T_{01}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 2-го типа.

При вычислениях шаг суммирования по объему испытаний $v$ и величине g производился по степеням с шагом равным единице, а именно: 1E+03, 1E+04, 1E+05, 1E+06, 1E+07.

Заметим, что при вычислениях варьирование шага суммирования приводит к изменению результата функционала, но не меняет сути вещей – результат сравнения оценок не меняется.

В качестве оценки ВБР всегда следует использовать традиционную несмещенную оценку [1], а именно:

$$P(g) = \left(1 - \frac{g}{N\tau}\right)^r, \text{ при } \frac{g}{N\tau} < 1;\ P(g) = 0, \text{ при } \frac{g}{N\tau} \geq 1, \tag{13}$$

кроме безотказных испытаний. В этом случае следует использовать смещенные эффективные интегральные оценки ВБР 1-го или 2-го типа в зависимости от задач надежности.

## Заключение

1. По результатам испытаний типа $NB\tau$ интегральные оценки 1-го типа используют в задачах, когда требуется найти эффективную оценку с минимальным смещением, а интегральные оценки 2-го типа – когда требуется найти эффективную оценку с минимальной дисперсией.

2. Идеальным вариантом в задачах оценивания является использование несмещенной оценки с минимальной дисперсией, если такая оценка существует. В противном случае следует искать оценки с минимальным смещением, а среди них – с минимальной дисперсией. Такой процесс поиска гарантирует получение оценок с хорошими точностными характеристиками. Поэтому в задачах надежности не следует ориентироваться на оценки, построенные минимизацией функционала 2-го типа.

3. Оценка СНДО $T_{01}$ (см. табл. 1) является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 1-го типа, а оценка СНДО $T_{05}$ является эффективной среди предложенных по критерию интегральных оценок 2-го типа.

4. В качестве оценки ВБР всегда следует использовать традиционную несмещенную оценку (формула (13)), кроме безотказных испытаний. В этом случае следует использовать смещенную эффективную интегральную оценку ВБР 1-го типа $\hat{\theta}(R,v,g) = e^{\left(-\frac{g}{T_{06}}\right)}$ или эффективную смещенную интегральную оценку ВБР 2-го типа $\hat{\theta}(R,v,g) = e^{\left(-\frac{g}{T_{01}}\right)}$ в зависимости от задач надежности.

## Библиографический список


1. *Гнеденко, Б. В.* Математические методы в теории надежности / Б. В. Гнеденко, Ю. К. Беляев, А. Д. Соловьев. – М. : Наука, 1965. – 524 с.
2. *Боровков, А. А.* Математическая статистика / А. А. Боровков. – Новосибирск : Наука ; Изд-во Института математики, 1997. – 772 с.
3. *Михайлов, В. С.* Нахождение эффективной оценки средней наработки на отказ / В. С. Михайлов // Надежность и контроль качества. – 1988. – № 9. – С. 6–11.
4. *Михайлов, В. С.* Нахождение эффективной оценки средней наработки на отказ / В. С. Михайлов // Надежность. – 2016. – № 4. – С. 40–42.
5. *Михайлов, В. С.* Оценка вероятности безотказной работы по результатам испытаний, не давших отказы / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 2 (18). – С. 62–66. – DOI 10.21685/2307-4205-2017-2-8.
6. *Михеев, М. Ю.* Системы поверки кориолисовых расходомеров / М. Ю. Михеев, К. В. Гудков, В. А. Юрманов, Н. К. Юрков // Измерительная техника. – 2012. – № 8. – С. 51–54.
7. *Горячев, Н. В.* Структура автоматизированной лаборатории исследования теплоотводов / Н. В. Горячев, И. Д. Граб, А. В. Лысенко, Н. К. Юрков // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2011. – Т. 2. – С. 119–120.
8. *Юрков, Н. К.* К проблеме моделирования риска отказа электронной аппаратуры длительного функционирования / Н. К. Юрков, И. И. Кочегаров, Д. Л. Петрянин // Прикаспийский журнал: управление и высокие технологии. – 2015. – № 4 (32). – С. 220–231.



**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

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



**УДК 621.382.029.6**

**Михайлов, В. С.**

**Исследование интегральных оценок потока отказов** / В. С. Михайлов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 2 (22). – С. 3–10. – DOI 10.21685/2307-4205-2018-2-1.