DOI: 10.25728/mlsd.2022.1266

ВОЗМОЖНОСТИ БАЙЕСОВСКОГО ОЦЕНИВАНИЯ НАДЕЖНОСТИ КРУПНОМАСШТАБНОГО КОМПЛЕКСА ПРИ МОНИТОРИНГЕ АПРИОРНОЙ ИНФОРМАЦИИ О РАБОТЕ ЕГО ПРОГРАММНО-ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ

Кривопалов Д.М.
АО «Научно-производственная корпорация «Космические системы мониторинга, информационно-управляющие и электромеханические комплексы» им. А.Г. Иосифьяна
Россия, г. Москва, Хоромный тупик, дом 4, строение 1
Persival92@rambler.ru,
Юркевич Е.В., Крюкова Л.Н.
Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН
Россия, г. Москва ул. Профсоюзная д.65
Yurkevitch.evgenij@yandex.ru, Lidkryukova@yandex.ru

Аннотация: с помощью метода байесовского оценивания показателей надежности комплекса управления крупномасштабной системой предложен алгоритм расчета нижней односторонней доверительной границы вероятности его безотказной работы. Показаны основные причины и пути разрешения противоречий в оценках надежности при отсутствии полного контроля за результатами его испытаний.

Ключевые слова: метод байесовского оценивания, мониторинг априорной информации, проектная точечная оценка, показатель надежности.

Введение

В проблеме цифровизации построения крупномасштабных автоматизированных систем управления производством важным этапом является алгоритмизация мониторинга характеристик программно-технических средств (ПТС), позволяющая обеспечивать работу человеко-машинных комплексов (далее – комплексов) при воздействии внешних факторов. В связи с требованием существенного увеличения нормативного срока эксплуатации таких комплексов принципиальным становится вопрос обеспечения их надежности в течение всего срока службы.

Современные требования к показателям безотказности человеко-машинных средств предполагают проведение как расчетной, так и расчетно-экспериментальной оценки при постепенном накоплении статической информации об их работе [1]. В этой связи в процессе жизненного цикла рассматриваемого комплекса устанавливаются контрольные точки, в каждой из которых необходимо производить оценку показателей надежности ПТС.

Таким образом, если для ПТС задано требование к вероятности безотказной работы (ВБР), то для каждой контрольной точки необходимо определить нижнюю одностороннюю доверительную границу (НДГ) ВБР. В качестве исходных данных для таких оценок обычно используют оценку ВБР, полученную по структурным схемам надежности данного комплекса в процессе проведения расчетов надежности, а также данные об отказах (сбоях) при проведении его комплексной экспериментальной отработки и составных частей, результатов испытаний и суммарные наработки в процессе эксплуатации каждого ПТС.

1 Задача байесовской оценки надежности комплекса по результатам испытаний

Согласно положениям нормативных документов, принятых в соответствующей отрасли, искомая оценка НДГ комплекса проводится методом байесовского оценивания при частичной априорной определенности для схемы биномиальных испытаний [2].

Суть такого подхода заключается в объединении априорной информации (проектной оценки P_0, полученной на этапе разработки конструкторской документации) с результатами испытаний и эксплуатации [3]. Обобщая решения задач рассматриваемого вида, примем, что распределение отказов ПТС из состава комплекса подчиняется экспоненциальному закону [4]. Однако фактический закон распределения может отличаться от принятого, поэтому до проведения испытаний априорное распределение отказов примем в виде бета-распределения, плотность вероятности которого имеет вид:

$$h(p) = \frac{p^{\alpha-1} \cdot (1-p)^{\beta-1}}{B(\alpha;\beta)},$$
$$\alpha \geq 0;\ \beta \geq 0; 1 \geq p \geq 0,$$

где $B(\alpha;\beta)$ – бета-функция:

$$B(\alpha;\beta)=\frac{\Gamma(\alpha)\cdot\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)},$$

где $\Gamma(\alpha)$ – гамма-функция:

$$\Gamma(\alpha)=\int_0^\infty u^{\alpha-1}\cdot e^{-u}du.$$

Физический смысл параметров α и β заключается в числе успешных и неуспешных испытаний соответственно с учетом расширения их значений не только на целое, но и на вещественное множество чисел [5]. Таким образом, с целью введения необходимых коррекций в расчетах, после проведения испытаний будем рассматривать апостериорное бета-распределение, плотность вероятности которого имеет вид:

$$\ddot{h}(p)=\frac{p^{\alpha+n-d-1}\cdot(1-p)^{\beta+d-1}}{B(\alpha+n-d;\ \beta+d)},$$
$$\alpha\geq 0;\ \beta\geq 0; 1\geq p\geq 0,$$

где n – наблюдаемое количество испытаний;
d – наблюдаемое количество отказов.

В целом, задача оценки ВБР ПТС по результатам испытаний сводится к поиску такого наихудшего априорного распределения, которое приводит к наиболее пессимистичным в смысле апостериорного риска оценкам показателя надежности. В этой связи для нахождения численных значений параметров бета-распределений будем использовать ограничения:

- Равенство априорного значения ВБР ПТС проектной оценке:

$$P_0=\int_0^1 p\cdot h(p)dp.$$

- Апостериорная дисперсия должна быть максимальна:

$$U(\alpha;\beta)=max\left[\begin{array}{l}\displaystyle\int_0^1\frac{x^{\alpha+n-d+1}\cdot(1-x)^{\beta+d-1}}{B(\alpha+n-d;\beta+d)}dx-\\ \displaystyle-\left(\int_0^1\frac{x^{\alpha+n-d+1}\cdot(1-x)^{\beta+d-1}}{B(\alpha+n-d;\beta+d)}dx\right)^2\end{array}\right].$$

После преобразований эти ограничения сводятся к виду:

$$P_0=\frac{\alpha}{\alpha+\beta},$$
$$U(\alpha;\beta)=max\left[\frac{(\alpha+n-d)\cdot(\beta+d)}{(\alpha+\beta+n)^2\cdot(\alpha+\beta+n+1)}\right].$$

Подробное рассмотрение механизма нахождения α и β изложено в [2].

Для практических вычислений нами предлагается алгоритм:

- Проверяется условие, при котором функция апостериорной дисперсии монотонно убывает:

$$\left(\frac{1-P_0}{P_0}-g\right)\cdot\left(d-\frac{N}{2}\right)\geq 0, \tag{1}$$

$$g=\frac{d}{n-d}\cdot\frac{(d+1)(n-2d)+2(n-d)^2}{(n-d+1)(n-2d)-2d^2}. \tag{2}$$

Если условие (1) выполняется, то значения параметров бета-распределения принимают значения ноль: $\alpha=0;\ \beta=0$

Если условие монотонности не выполняется, то:

A. необходимо решить кубическое уравнение:

$$z^3+Az^2+Bz+C=0, \tag{3}$$

где:

$$A=-\frac{2s\cdot(2P_0-1)}{P_0(1-P_0)}, \tag{4}$$

$$B = -\frac{s \cdot (3s + 2P_0 - 1)}{P_0(1 - P_0)}, \quad (5)$$

$$C = -\frac{2s^2}{P_0 \cdot (1 - P_0)}, \quad (6)$$

$$s = N \cdot (1 - P_0) - d. \quad (7)$$

B. выбрать единственный действительный корень уравнения из области:

$$z > n.$$

C. вычислить значения параметров бета-распределения по формулам:

$$\alpha = (z - n) \cdot P_{0,} \quad (8)$$

$$\beta = (z - n) \cdot (1 - P_0). \quad (9)$$

Типичный вид функций априорного и апостериорного бета-распределений ВБР (при безотказных испытаниях) показан на рис. 1.

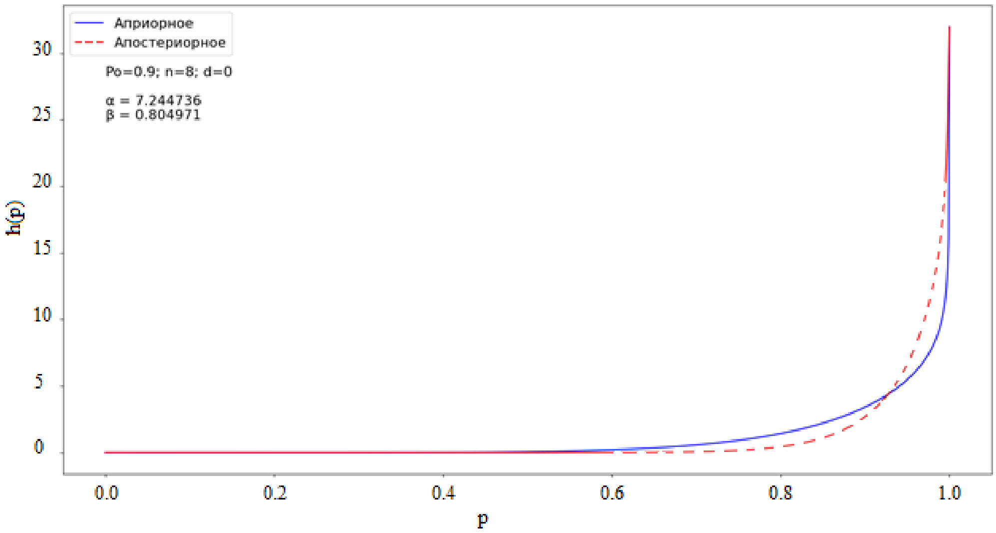

Рис. 1. Вид функций априорного и апостериорного бета-распределений ВБР ПТС

Можно заметить, что в отсутствии отказов значения плотности вероятности апостериорной бета-функции плотнее группируются вблизи прямой: $x = 1$.

Байесовская точечная оценка ВБР вычисляется по формуле:

$$\hat{P} = \frac{\alpha + n - d}{\alpha + \beta + n}.$$

Оценка байесовской НДГ ВБР в общем виде производится с помощью численного решения уравнения:

$$\int_{\underline{P}_\gamma{}^{\text{Байес}}}^{1} \ddot{h}(p)dp - \gamma = 0. \quad (10)$$

Для практических работ более удобно использовать формулу:

$$\underline{P}_\gamma{}^{\text{Байес}} = \left[1 + \frac{\beta + d}{\alpha + n - d} \cdot F\begin{pmatrix} \gamma; 2(\beta + d); \\ 2(\alpha + n - d) \end{pmatrix}\right]^{-1}, \quad (11)$$

где $F(\gamma; \delta_1; \delta_2)$ – квантиль распределения Фишера для степеней свободы δ_1 и δ_2 для уровня доверия γ.

Третий способ вычисления является приближенным и заключается в аналитической замене апостериорной плотности $\ddot{h}(p)$ на соответствующую безотказную апостериорную $\tilde{h}(p)$. Исходя из допущений:

$$\tilde{h}(p) = \frac{p^{c-1}}{B(c; 1)}, \quad (12)$$

$$0 \leq p \leq 1,$$

где:

$$c = \frac{\hat{P}}{1 - \hat{P}}.$$

Байесовская НДГ ВБР ПТС в этом случае может быть приближенно вычислена по формуле:

$$\underline{P_\gamma}^{\text{Байес}}_{\text{приближенная}} = (1 - \gamma)^{1/c}. \tag{13}$$

2 Ограничения метода байесовского оценивания на больших выборках. Метод несмещенных оценок

Особенностью метода байесовского оценивания является тот факт, что он является комбинированным, то есть результаты оценки зависят как от статистических данных, так и в большой степени зависят от априорной информации (проектной оценки P) [6].

При малом количестве информации об испытаниях ПТС в каждой из контрольных точек это является преимуществом. Однако при большой статистической выборке возможен негативный эффект, особенно в случаях безотказных испытаний [7].

На рис. 2 представлены графики результатов расчета НДГ ПТС рассматриваемого комплекса в зависимости от количества безотказных испытаний при использовании метода байесовского оценивания (сплошной график) и метода несмещенных оценок (пунктирный график).

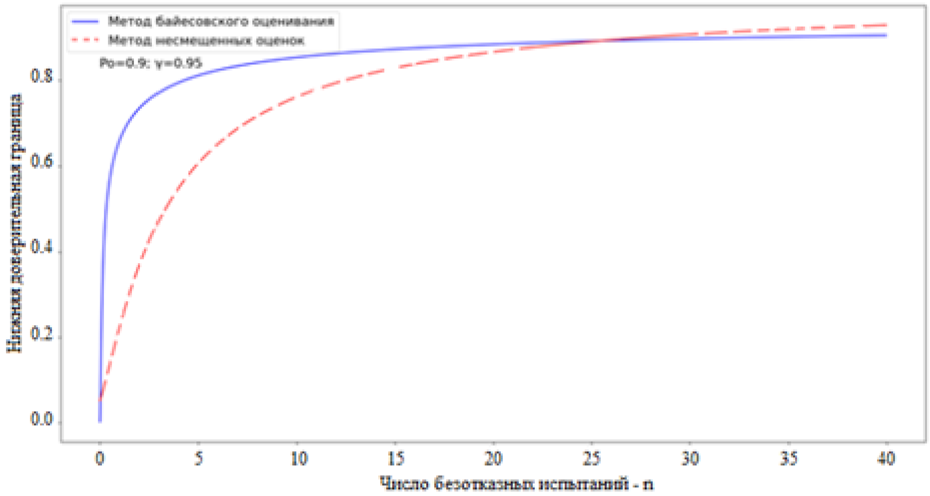

Рис.2. Графики результатов при оценке НДГ ВБР ПТС комплекса методом несмещенных оценок и методом байесовского оценивания

Как видно из графиков на рис. 2, при определенном количестве испытаний (при данных параметрах $n \approx 25$), значение проектной оценки P_0 является ограничивающим фактором для метода байесовской оценки. Поэтому методы, базирующиеся только на статистических данных, могут давать более высокие значения. С практической точки зрения такое явление возможно в том случае, когда значение проектной оценки P_0 получено с большой пессимистической погрешностью [3].

Таким образом, оценка НДГ ВБР ПТС комплекса (в случаях большой статистической выборки) производится по правилу:

$$\underline{P_\gamma}^{\text{КА}} = max\left(\underline{P_\gamma}^{\text{Байес}}, \underline{P_\gamma}^{\text{НСО}}\right), \tag{14}$$

где: $\underline{P_\gamma}^{\text{Байес}}$ – оценка методом байесовского оценивания при частичной априорной информации; $\underline{P_\gamma}^{\text{НСО}}$ – оценка методом несмещенных оценок.

В рассматриваемом случае расчет методом несмещенных оценок производился по формуле:

$$\int_0^{\underline{P_\gamma}^{\text{НСО}}} (n+1) \cdot \frac{n!}{d! \cdot (n-d)!} \cdot p^{n-d} \cdot (1-p)^d dp = 1 - \gamma, \tag{15}$$

где: n – наблюдаемое количество испытаний; d – наблюдаемое количество отказов; γ – уровень доверия.

Для случая безотказных испытаний выражение сводится к виду:

$$\underline{P_\gamma}^{\text{НСО}} = \sqrt[n+1]{1 - \gamma}. \tag{16}$$

3 Ограничения метода байесовского оценивания на малых выборках

На рис. 3 показаны графики плотностей априорного бета-распределения при различных значениях проектной оценки P_0.

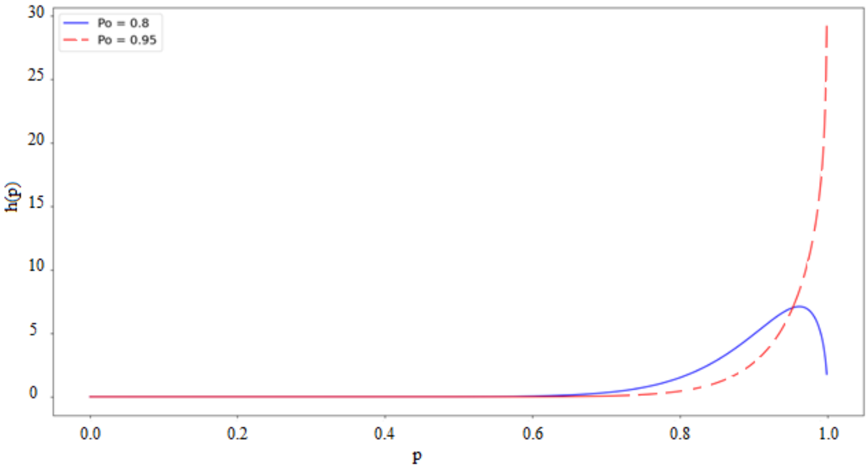

Рис 3. Вид функций апостериорного бета-распределения ВБР ПТС в зависимости от проектной оценки

Аналогично случаю, показанному на рис. 1, значения функции апостериорного бета-распределения ВБР с ростом P_0 группируются в области прямой: $x = 1$.

Поскольку физическим смыслом P_0 является площадь под кривой бета-распределения, а $\underline{P}_\gamma^{\text{Байес}}$ – это некоторое значение на оси абсцисс, то как показано на рис. 4, при различных сочетаниях проектной оценки P_0 и уровня доверия γ, графики зависимости значений НДГ ВБР, полученных байесовским методом, от числа испытаний – $\underline{P}_\gamma^{\text{Байес}}(n)$ в области малой выборки ведут себя по разному.

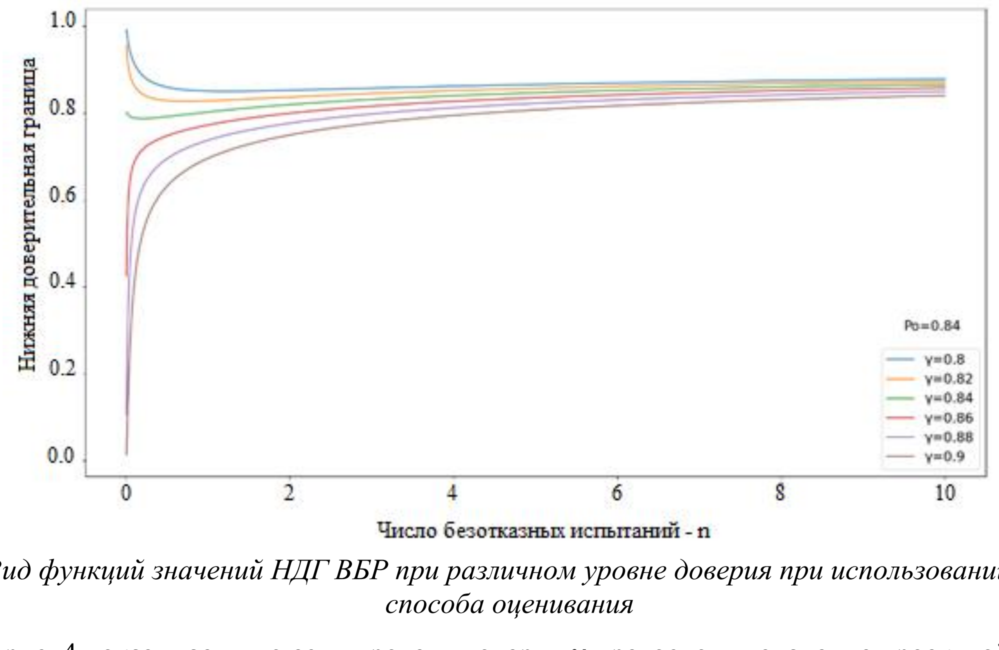

Рис. 4. Вид функций значений НДГ ВБР при различном уровне доверия при использовании точного способа оценивания

Анализ рис. 4 показывает, что если уровень доверия γ превосходит значение проектной оценки P_0: $\gamma > P_0$, то в области малых значений n график $\underline{P}_\gamma^{\text{Байес}}(n)$ оказывается в области нуля и монотонно возрастает. Если проектная оценка P_0 превосходит уровень доверия $\gamma < P_0$, то в области малых значений n график $\underline{P}_\gamma^{\text{Байес}}(n)$ оказывается в области единицы, достигает локального минимума с ростом n и далее монотонно возрастает.

В случае совпадения значений P_0 и $\gamma = P_0$ график $\underline{P}_\gamma^{\text{Байес}}(n)$ занимает промежуточное положение. Поэтому при определенных сочетаниях P_0 и γ может возникать парадоксальная ситуация, когда с ростом числа испытаний n значение НДГ ВБР $\underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}$ будет не возрастать, а уменьшаться. Это явление обусловлено особенностями апостериорного бета-распределения $\tilde{h}(p)$.

Необходимо отметить, что данное явление проявляется при расчете значения $\underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}(n)$ точным методом по формулам (10) или (11). При использовании приближенной формулы (13), подобного эффекта не возникает, что отражено на рис. 5.

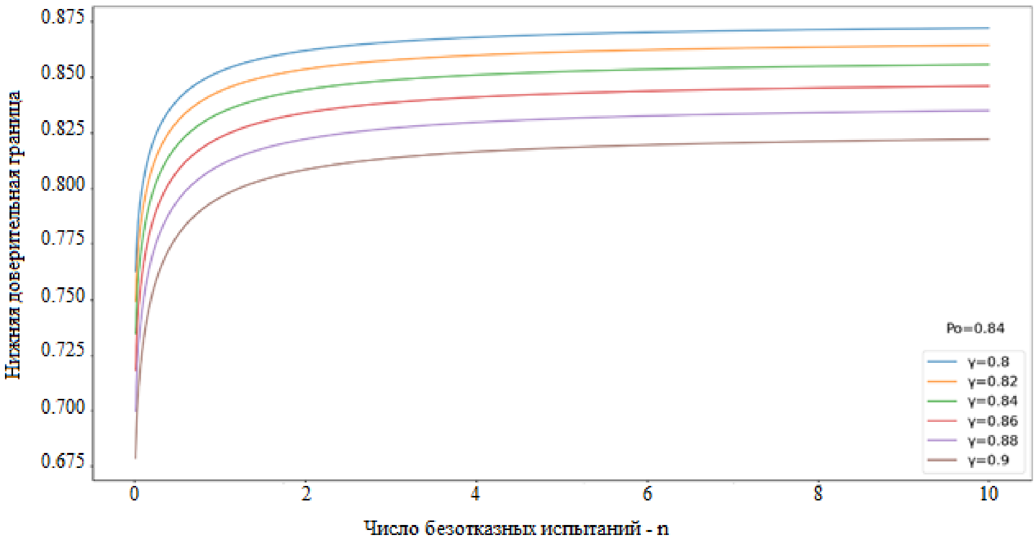

Рис. 5. Вид функций значений НДГ ВБР при различном уровне доверия при использовании приближенного способа определения

Ввиду допущения (12) о безотказности испытаний, значения, полученные приближенным способом, при малом значении n превосходят значения, полученные точным способом (см. рис. 6). Что закономерно, так как апостериорное бета-распределение при приближенном способе рассматривается в усеченном виде $\tilde{h}(p)$, то есть не рассматриваются потенциальные отказы.

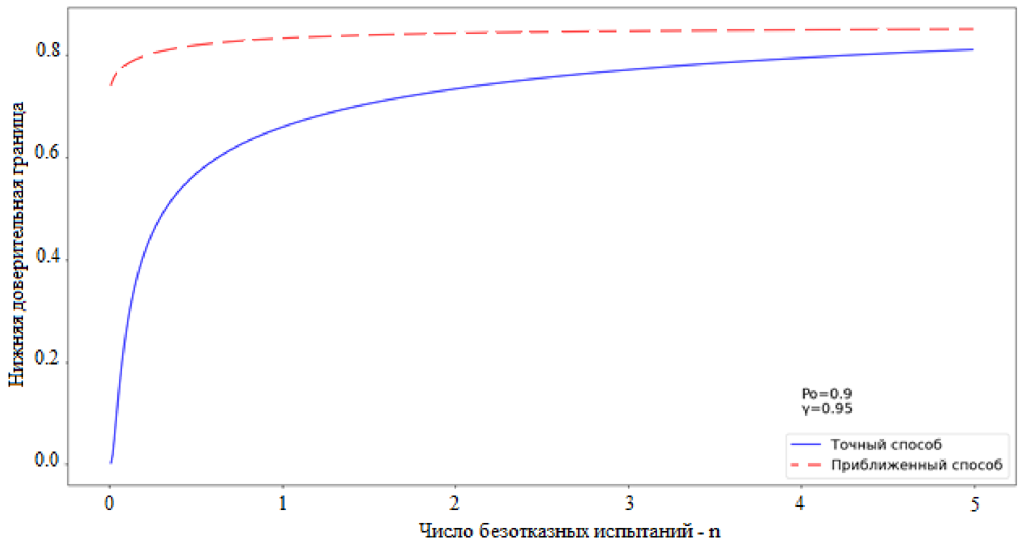

Рис. 6. Вид функций значений НДГ ВБР при различном способе вычисления

Таким образом, возникает ситуация, когда при определенных исходных данных о проектной оценке P_0 числа испытаний n и уровня доверия γ с одной стороны точный способ не позволяет получать адекватные значения, а с другой стороны – приближенный способ заведомо завышает значения НДГ ВБР ПТС комплекса [4].

С целью разрешения данного противоречия предлагается подход, при котором необходимо определить такое значение γ^*, которое позволяет определить значение нижней доверительной границы ВБР ПТС точным способом. Затем, используя формулу (13) для приближенного вычисления, возможно перейти к требуемому уровню доверия γ.

$$\underline{P}_{\gamma} = (1-\gamma)^{1/c},$$
$$\underline{P}_{\gamma^*} = (1-\gamma^*)^{1/c},$$
$$\underline{P}_{\gamma^*} = (\underline{P}_{\gamma})^{\frac{ln(1-\gamma^*)}{ln(1-\gamma)}},$$
$$\underline{P}_{\gamma} = (\underline{P}_{\gamma^*})^{\frac{ln(1-\gamma)}{ln(1-\gamma^*)}}.$$

Предлагается следующий алгоритм действий:

1) определить более строгое значение доверительной вероятности γ^*:

$$\gamma^* > \gamma,$$

таким образом, чтобы значения НДГ ВБР ПТС комплекса, получаемые точным способом по формулам (10) или (11), с ростом числа испытаний n монотонно возрастали, то есть удовлетворяло условию:

$$\underline{P}_{\gamma^*}{}^{\text{Байес}}(n+\Delta n) \geq \underline{P}_{\gamma^*}{}^{\text{Байес}}(n), \text{при } \Delta n \geq 0 \text{ и } \Delta n \to 0; \quad (17)$$

2) определить значение НДГ ВБР ПТС комплекса при новой доверительной вероятности γ^* точным методом $\underline{P}_{\gamma^*}{}^{\text{Байес}}(n)$;

3) приравнять полученное значение НДГ ВБР ПТС комплекса приближенному значению при более строгой доверительной вероятности γ^*:

$$\underline{P}_{\gamma^*}{}^{\text{Байес}}(n) = \underline{P}_{\gamma^*}{}^{\text{Байес}}(n)_{\text{приближенная}} = \underline{P}_{\gamma^*}$$

4) вычислить значение НДГ ВБР ПТС комплекса для требуемой доверительной вероятности γ:

$$\underline{P}_{\gamma}{}^{\text{Байес}} = (\underline{P}_{\gamma^*})^{\frac{ln(1-\gamma)}{ln(1-\gamma^*)}}. \quad (18)$$

Описанный алгоритм позволяет обойти ограничения и сохранить точность получаемых результатов.

4 Ограничения метода байесовского оценивания на неполных испытаниях

Существенным ограничением применения байесовского оценивания – является необходимость не менее одного завершённого испытания всех контрольных точек комплекса. На практике возникают ситуации невозможности получения завершённых испытаний в связи с временными факторами. Однако требуется оценка ВБР комплекса за нормативный срок работы – T, при этом имеется наработка, например, только в течение одного из видов испытаний – τ.

$$\tau < T.$$

В этом случае предлагается использовать формулу экспоненциального распределения отказов: $P(t) = e^{-\lambda \cdot t}$. Тогда становится возможным производить переходы между значениями ВБР в зависимости от времени по формулам:

$$P(\tau) = e^{-\lambda \cdot \tau},$$
$$P(T) = e^{-\lambda \cdot T},$$
$$P(\tau) = \left(P(T)\right)^{\frac{\tau}{T}},$$
$$P(T) = \left(P(\tau)\right)^{\frac{T}{\tau}}.$$

Таким образом, имеющуюся наработку можно интерпретировать как завершенное испытание. При этом проектная оценка может быть скорректирована по следующей формуле:

$$P_0(\tau) = \left(P_0(T)\right)^{\frac{\tau}{T}}. \quad (19)$$

На основании этого, становится возможным получить значение НДГ ВБР ПТС комплекса байесовским способом для имеющейся наработки – $\underline{P}_{\gamma}{}^{\text{Байес}}(\tau)$. При этом при оценке необходимо использовать количество испытаний: $n = 1$. Для нахождения значения НДГ ВБР для требуемого времени используется обратное преобразование:

$$\underline{P}_{\gamma}{}^{\text{Байес}}(T) = \left(\underline{P}_{\gamma}{}^{\text{Байес}}(\tau)\right)^{\frac{T}{\tau}}. \quad (20)$$

Примечание: в общем случае имеется возможность более точного (в большую сторону) определения проектной оценки для соответствующей наработки, используя данные о резервировании и показателях надежности ПТС как составных частей комплекса. Однако такой подход не позволяет реализовать обратный переход для нижней доверительной границы.

5 Общий алгоритм получения нижних доверительных границ вероятности безотказной работы комплекса

Исходными данными для проведения оценки НДГ ВБР комплекса методом байесовского оценивания при частичной априорной информации является:

$P_0(T)$ – проектная оценка ПТС;

T – нормативный срок штатной работы комплекса;

τ – суммарная текущая наработка комплекса;

d – число зачтенных отказов комплекса;

γ – требуемая доверительная вероятность.

Этап 1.

Если суммарная наработка не меньше нормативного срока штатной работы комплекса:

$$\tau \geq T,$$

то количество испытаний для оценки вычисляется по формуле:

$$n = \frac{\tau}{T}.$$

Априорное значение ВБР ПТС соответствует проектной оценке:

$$P_0 = P_0(T).$$

Если суммарная наработка меньше нормативного срока штатной работы комплекса:

$$\tau < T,$$

то количество испытаний для оценки приравнивается единице: $n = 1$.

Априорное значение ВБР комплекса необходимо скорректировать для соответствующей наработки по формуле (19):

$$P_0 = P_0(\tau) = \big(P_0(T)\big)^{\frac{\tau}{T}}.$$

Этап 2.

Для значений n, d и P_0 рассчитать параметры апостериорного бета - распределения. Для этого в соответствии с формулами (1) и (2) проверить условие:

$$\left(\frac{1 - P_0}{P_0} - g\right) \cdot \left(d - \frac{N}{2}\right) \geq 0,$$

$$g = \frac{d}{n - d} \cdot \frac{(d + 1)(n - 2d) + 2(n - d)^2}{(n - d + 1)(n - 2d) - 2d^2}.$$

Если условие выполняется, то: $\alpha = 0,\ \beta = 0$.

Если условие не выполняется, то в соответствии с формулами (3) - (7) необходимо решить кубическое уравнение

$$z^3 + Az^2 + Bz + C = 0,$$

$$A = -\frac{2s \cdot (2P_0 - 1)}{P_0(1 - P_0)},$$

$$B = -\frac{s \cdot (3s + 2P_0 - 1)}{P_0(1 - P_0)},$$

$$C = -\frac{2s^2}{P_0 \cdot (1 - P_0)},$$

$$s = N \cdot (1 - P_0) - d$$

и выбрать единственные действительный корень, удовлетворяющий условию:

$$z > n.$$

Параметры бета-распределения определить по формулам (8) - (9):

$$\alpha = (z - n) \cdot P_0,$$

$$\beta = (z - n) \cdot (1 - P_0).$$

Этап 3.

Вычислить значение НДГ ВБР комплекса по формуле (11)

$$\underline{P}_{\gamma} = \left[1 + \frac{\beta + d}{\alpha + n - d} \cdot F(\gamma; 2(\beta + d); 2(\alpha + n - d))\right]^{-1}$$

и проверить условие монотонности (17) на интервале $[n; \infty)$ для требуемой доверительной вероятности: $\underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}(n + \Delta n) \geq \underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}(n)$, при $\Delta n \geq 0$ и $\Delta n \to 0$.

Если условие выполняется, перейти к этапу 5.

Если условие не выполняется, необходимо определить условия получения минимально возможного значения доверительной вероятности γ^*, для которой условие выполняется.

Примечание: описанные методы рекомендуется использовать с высокой точностью вычислений (не менее 4 знаков после запятой).

Вычислить значение НДГ ВБР по формуле (11) для найденной доверительной вероятности – $\underline{P}_{\gamma^*}$.

Этап 4.

В соответствии с формулой (18) определить значение НДГ ВБР для требуемой доверительной вероятности:

$$\underline{P}_{\gamma} = (\underline{P}_{\gamma^*})^{\frac{ln(1-\gamma)}{ln(1-\gamma^*)}}.$$

Этап 5.

Если суммарная наработка не меньше нормативного срока штатной работы комплекса:

$$\tau \geq T,$$

перейти к этапу 6.

Если суммарная наработка меньше нормативного срока штатной работы комплекса

$$\tau < T,$$

то определить значение НДГ ВБР комплекса для требуемого нормативного срока штатной работы ПТС по формуле (20):

$$\underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}(T) = \underline{P}_{\gamma}(T) = \left(\underline{P}_{\gamma}(\tau)\right)^{\frac{T}{\tau}}. \tag{21}$$

Полученное значение является конечным результатом.

Этап 6.

Округлить число испытаний в нижнюю сторону до целого числа.

$$n' = floor(n).$$

Рассчитать значение НДГ ВБР комплекса методом несмещенных оценок по формуле (15) или для безотказных испытаний по формуле (16):

$$\int_0^{\underline{P}_{\gamma}^{\text{НСО}}} (n' + 1) \cdot \frac{n'!}{d! \cdot (n' - d)!} \cdot p^{n' - d} \cdot (1 - p)^d dp = 1 - \gamma \text{ при } d \neq 0,$$

$$\underline{P}_{\gamma}^{\text{НСО}} = \sqrt[n+1]{1 - \gamma} \text{ при } d = 0.$$

В соответствии с правилом (14) выбрать наибольшую оценку в качестве НДГ ВБР комплекса:

$$\underline{P}_{\gamma}^{\text{КА}} = max\left(\underline{P}_{\gamma}^{\text{Байес}}, \underline{P}_{\gamma}^{\text{НСО}}\right).$$

Заключение

Итак, с учетом результатов проведенных испытаний и эксплуатации проектируемого комплекса предлагается механизм оценки нижней доверительной границы вероятности безотказной работы входящих в него ПТС. Эффективность этого предложения для контроля показателей надежности видна на примере расчета нижней доверительной границы при безотказных испытаниях.

Пусть имеются исходные данные:

- Проектная оценка: $P_0 = 0.9$
- Нормативный срок штатной работы ПТС: $T = 5$ лет
- Количество отказов: $d = 0$
- Доверительная вероятность $\gamma = 0.8$

Для различных значений наработки τ получены значения НДГ ВБР, показанные в табл. 1 и 2:

Таблица 1. Значения НДГ ВБР комплекса (К) при различной наработке для одного ПТС

Наработка	$\underline{P}_{\gamma}^{\text{К}}$	**Наработка**	$\underline{P}_{\gamma}^{\text{К}}$	**Наработка**	$\underline{P}_{\gamma}^{\text{К}}$	**Наработка**	$\underline{P}_{\gamma}^{\text{К}}$
		16 мес.	0.785492	31 мес.	0.848613	46 мес.	0.873449
		17 мес.	0.792625	32 мес.	0.850875	47 мес.	0.874588
		18 мес.	0.799162	33 мес.	0.853044	48 мес.	0.875697
4 мес.	0.523356	19 мес.	0.804788	34 мес.	0.855125	49 мес.	0.876777
5 мес.	0.580303	20 мес.	0.810372	35 мес.	0.857125	50 мес.	0.87783
6 мес.	0.621018	21 мес.	0.815211	36 мес.	0.859047	51 мес.	0.878761
7 мес.	0.653223	22 мес.	0.819729	37 мес.	0.860748	52 мес.	0.879672
8 мес.	0.679392	23 мес.	0.823959	38 мес.	0.862392	53 мес.	0.880562
9 мес.	0.70112	24 мес.	0.827654	39 мес.	0.863981	54 мес.	0.881521
10 мес.	0.719481	25 мес.	0.831402	40 мес.	0.865517	55 мес.	0.882286
11 мес.	0.73435	26 мес.	0.83469	41 мес.	0.867005	56 мес.	0.88312
12 мес.	0.747355	27 мес.	0.837805	42 мес.	0.868445	57 мес.	0.883936
13 мес.	0.758838	28 мес.	0.840763	43 мес.	0.86984	58 мес.	0.884656
14 мес.	0.768448	29 мес.	0.843575	44 мес.	0.871076	59 мес.	0.88544
15 мес.	0.777673	30 мес.	0.846053	45 мес.	0.872279	60 мес.	0.886132

Таблица 2. Значения НДГ ВБР комплекса (К) при различной наработке для нескольких ПТС

Количество ПТС	$\underline{P}_{\gamma}^{\text{К}}$
2	0.902868
3	0.910248
4	0.912647
5	0.913458
6	0.914555

Как видно из предлагаемого примера, используемая совокупность основных исходных данных и расчетные выражения позволяют применить рассмотренный алгоритм получения оценок показателей надежности в качестве инструмента, удовлетворяющего условиям заказчика проекта комплекса в расчете нижней доверительной границы вероятности безотказной работы входящих в него ПТС.

Литература

1. *Натан А.А., Горбачёв О.Г., Гуз С.А.* Математическая статистика. / учеб. пособие. — М.: МЗ Пресс — МФТИ, 2004.
2. *Савчук В.П.* Байесовские методы статистического оценивания. Надежность технических объектов / М.: Наука, 1989. — 322с.
3. *Кулиш Н.С., Тюрина Д.Д.; Бабишин В.Д., Гайдай Т.Я., Скоробогатов П.О., Кривопалов Д.М., Бурба А.А., Юркевич Е.В.* «Устройство формирования оптимальных управляющих воздействий для обеспечения устойчивой работы сложных технических систем» / Патент на изобретение № 2674281. Государственная регистрация от 06.12.2018.
4. *Кривопалов Д.М., Юркевич Е.В.* Матричная форма функций вероятностей безотказной работы систем с ненагруженным резервированием. // Надежность. №1. 2018. – 20-25с.
5. *Кривопалов Д.М., Юркевич Е.В., Крюкова Л.Н.* Интеллектуальная система приобретения знаний для оценки надежности сложных программно-технических средств // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. Пенза. 2020. – С.134-136.

6 *Юркевич Е.В.* Особенности информационной поддержки в обеспечении живучести космического аппарата при электрофизических воздействиях / Е.В. Юркевич, Л.Н. Крюкова, С.А. Салтыков // Надежность. – 2016. – № 4. С.30–35.

7. *Сухорученков Б.И.* Анализ малой выборки. Прикладные статистические методы. М.: «Вузовская книга». 2010.