Оригинальная статья
DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-3-3-9

О планировании объема испытаний образцов новой техники

Александр В. Антонов, *Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Обнинск, Россия*
Валерий А. Чепурко, *Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Обнинск, Россия*
Владимир Е. Чехович, *Акционерное общество «Государственный научный центр Российской Федерации – Физико-энергетический институт им. А.И.Лейпунского» (АО «ГНЦ РФ-ФЭИ»), Обнинск, Россия*
Владимир Ф. Украинцев, *Акционерное общество «Государственный научный центр Российской Федерации – Физико-энергетический институт им. А.И.Лейпунского» (АО «ГНЦ РФ-ФЭИ»), Обнинск, Россия*

Резюме. *Статья является логическим продолжением работы [1]. В ней рассматриваются вопросы планирования объема испытаний высоконадежных объектов. В процессе разработки и изготовления новых образцов техники возникает задача определения их показателей надежности. Наиболее объективным способом определения характеристик надежности изделий является проведение натурных испытаний по определенному плану. Одним из широко применяемых планов испытаний является план [N,U,T]. Это план, при котором испытывается N невосстанавливаемых образцов в течение интервала времени от 0 до некоторого T. Предполагается, что в ходе испытаний k объектов отказывает, N-k объектов проходят испытания успешно. Таким образом, по результатам эксперимента мы имеем смешанную выборку, в которой присутствует k наработок до отказа и N-k цензурированных справа наблюдений. Если проверяемый объект высоконадежен, вполне возможна ситуация, что на некотором промежутке времени [0,T] отказы не произойдут, т.е. k будет равно 0, в силу того вероятность отказа на этом промежутке времени крайне мала, а число испытуемых объектов ограничено. Тем не менее, даже в такой ситуации хотелось бы контролировать точность оценок, получаемых в ходе такого эксперимента. Понятно, что точность этих оценок будет зависть не только от числа испытуемых объектов N, но и от длительности проведения эксперимента. Для фиксированного N, по мере увеличения времени наблюдения T, точность оценок повышается в силу того, что увеличивается доля полных наработок до отказа, а доля цензурированных уменьшается. Заметим, что когда речь идет об определении характеристик надежности сложных, дорогостоящих объектов, нет возможности поставить на испытания партию готовой продукции большого объема. Таким образом, возникает задача определения длительности проведения натурных испытаний и объема партии изделий, подлежащих испытаниям, при условии задания требований к точности получаемых в результате испытаний оценок характеристик надежности. Планирование объема осуществляется на основании требований изготовителя о необходимости подтвердить значение нижней оценки вероятности безотказной работы* $\underline{P}_0$ *с заданной доверительной вероятностью в определенной временной точке* t_0. **Цель** *работы состоит в определении объема испытаний партии готовой продукции N(T), для которого выполнялось бы требование заказчика о достижении значения нижней доверительной границы вероятности безотказной работы с заданной с доверительной вероятностью* $1-\alpha$. *Исследуется три распределения наработки до отказа: экспоненциальный закон распределения, распределение Вейбулла и распределение с линейной функцией интенсивности. Рассмотренные виды законов распределения позволяют исследовать поведение объектов, имеющих убывающую, постоянную и возрастающую функцию интенсивности отказов.* **Методы.** *В работе получены формулы расчета объема испытаний для разных длительностей проведения эксперимента. Для получения оценок используется метод максимального правдоподобия, методы исследования асимптотических свойств оценок с помощью информационного количества по Фишеру.* **Выводы.** *Полученные результаты, позволяют обоснованно подходить к планированию объема испытаний высоконадежных объектов. Результаты исследования показали, что чем больше длительность эксперимента, тем меньше изделий требуется поставить на испытания. Зависимость нелинейная, близкая к гиперболической и обусловлена как входными параметрами, так и параметризацией функции интенсивности отказов.*

Ключевые слова: *планирование объема испытаний, длительность эксперимента, вероятность безотказной работы, интенсивность отказа, нижняя оценка вероятности безотказной работы, уровень доверительной вероятности.*

Формат цитирования: *Антонов А.В., Украинцев В.Ф., Чехович В.Е., Чепурко В.А. О планировании объема испытаний образцов новой техники // Надежность. 2017. Т. 17, № 3. С. 3-9. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-3-3-9.*

Введение

В процессе разработки и изготовления новых образцов техники возникает задача определения их показателей надежности. Наиболее объективным способом определения характеристик надежности изделий является проведение натурных испытаний по определенному плану. В данной работе рассматривается план испытаний $[N,U,T]$. Это план, при котором испытывается N невосстанавливаемых образцов в течение интервала времени от 0 до некоторого T. Предполагается, что в ходе испытаний k объектов отказывает, N-k объектов проходят испытания успешно. Таким образом, по результатам эксперимента мы имеем смешанную выборку, в которой присутствует k наработок до отказа и N-k цензурированных справа наблюдений. Понятно, что точность получаемых оценок будет зависть не только от числа испытуемых объектов N, но и от длительности проведения эксперимента. Для фиксированного N по мере увеличения времени наблюдения T точность оценок повышается в силу того, что увеличивается доля полных наработок до отказа, а доля цензурированных уменьшается. Заметим, что когда речь идет об определении характеристик надежности сложных, дорогостоящих объектов, нет возможности поставить на испытания партию готовой продукции большого объема. Таким образом, возникает задача определения длительности проведения натурных испытаний и объема партии изделий, подлежащих испытаниям, при условии задания требований к точности получаемых в результате испытаний оценок характеристик надежности.

Постановка задачи

Эксперимент проводится по плану $[N,U,T]$. Данный план означает, что испытывается N образцов в течение заданного интервала времени от 0 до T без замены отказавших изделий [2–4]. В ходе проведения испытаний наблюдается k отказов. Обозначим зафиксированные наработки $t_1, t_2, \ldots, t_k$. ν изделий проходят испытания успешно $\nu = N-k$ (ν – число не отказавших образцов, имеющих наработку T). Не отказавшие объекты формируют выборку цензурированных справа наработок. На рисунке 1 изображен план проведения эксперимента.

Так, образец №1 проработал без отказа до момента времени T. Второй образец отказал в момент времени t_2 и т.д.

Допустим, на какой-то момент времени t_0 нижняя граница доверительного интервала с заданной доверительной вероятностью $1-\alpha_0$ для ВБР $P(t_0)$ должна быть не менее $\underline{P}_0$, т.е.

$$\Pr(P(t_0) \geq \underline{P}_0) \geq 1-\alpha_0. \quad (1)$$

Очевидно, что этого можно добиться подбором объема испытаний $N(t_0)$ только в том случае, если истинная ВБР в этой точке $P(t_0)$ будет находиться правее $\underline{P}_0$. В противном случае задача будет неразрешимой.

Логично предположить, что на некоторый момент времени T ($T \geq t_0$) для обеспечения той же точности оценивания ВБР в точке t_0 потребуется объем испытаний партии готовой продукции $N(T)$, как минимум равный объему, определенному для точки t_0. Это обусловлено в первую очередь тем, что ВБР – невозрастающая функция. Обозначим необходимые объемы испытаний $N(t_0)$ и $N(T)$.

Цель исследования состоит в определении объема испытаний партии готовой продукции $N(T)$, для которого выполнялось бы требование заказчика о достижении значения нижней доверительной границы вероятности безотказной работы с заданной доверительной вероятностью $1 - \alpha$. В ходе исследования определим, как соотносятся объемы испытаний $N(T)$ и $N(t_0)$ при условии, что заданы одинаковые требования к точности получаемого результата для разных интервалов времени проведения испытаний. В ходе исследования рассмотрим различные параметризации функции интенсивности отказов $\lambda(t)$.

При решении задачи будем предполагать, что функция интенсивности отказов задается одной из формул [1, 2]:

$$\lambda(t)=\lambda; \quad (2)$$

$$\lambda(t)=\lambda_1+\lambda_2 t; \quad (3)$$

$$\lambda(t)=\lambda_1 t^{\lambda_2}. \quad (4)$$

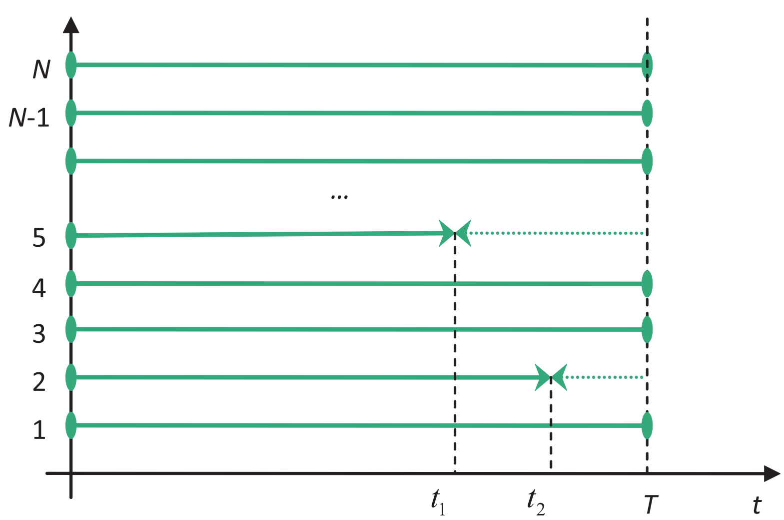

Рисунок 1 – План проведения эксперимента

Выражение (2) (интенсивность постоянна) характерно для экспоненциального распределения наработки до отказа, формула (3) – для функции распределения с линейной интенсивностью отказов и функция (4) – для закона распределения Вейбулла.

Для упрощения расчетов, как и в работе [1], приведем рассматриваемую модель к виду:

$$\lambda(t)=\lambda g(t) \tag{5}$$

где $g(t)=1$ соответствует экспоненциальному распределению,

$g(t)=a+bt$ – распределению с линейной функцией интенсивности отказов, (6)

$g(t)=t^a$ распределению Вейбулла. (7)

Функция $g(t)$ должна удовлетворять двум основным требованиям:

$$g(t)\geq 0,$$

а интегральная функция

$$G(t)=\int_0^t g(\tau)d\tau \to \infty \text{ при } t\to\infty.$$

При этом будем предполагать, что коэффициенты a, b в (6), (7) известны, неизвестным и оцениваемым по выборке является параметр λ.

В следующем разделе определим, как точность оценивания этого параметра зависит от длительности T проведения эксперимента и, в дальнейшем, выведем условие ее сохранения при данном плане эксперимента.

Оценка параметра λ и определение ее точности

Известно [2], что точность оценки, определяемой по методу максимального правдоподобия (ММП-оценки), обусловлена информационным количеством Фишера.

Вначале найдем количество информации по Фишеру, содержащееся в исходной статистике. Функция правдоподобия, соответствующая выбранному плану эксперимента $[N,U,T]$ будет выглядеть следующим образом:

$$L(\vec{t};T;\lambda)=\prod_{i=1}^{k} f_{t_i}(t_i;\lambda)\prod_{j=1}^{\nu} P_{t_j}(T;\lambda)=$$

$$=\lambda^k\cdot\prod_{i=1}^{k} g(t_i)\cdot\exp\left(-\lambda\left(\sum_{i=1}^{k} G(t_i)+\nu G(T)\right)\right),$$

где $f_t(t,\lambda)=\lambda g(t)\exp(-\lambda G(t))$ – плотность распределения наработки до отказа.

Логарифмическая функция правдоподобия:

$$l(\vec{t};T;\lambda)=\ln L=k\ln\lambda+\sum_{i=1}^{k} g(t_i)-\lambda\left(\sum_{i=1}^{k} G(t_i)+\nu G(T)\right).$$

Определяем частную производную.

$$\frac{\partial}{\partial\lambda}l(\vec{t};T;\lambda)=\frac{k}{\lambda}-\left(\sum_{i=1}^{k} G(t_i)+\nu G(T)\right). \tag{8}$$

Здесь $k=\sum_{i=1}^{N}\mathrm{I}\{t_i\leq T\}$ является случайной величиной (с.в.), распределенной согласно биномиальному закону:

$$Bin(N;F_t(T))=Bin\left(N;1-e^{-\lambda G(T)}\right). \tag{9}$$

Информационное количество (дисперсия правой части уравнения (8)) будет определяться суммой трех слагаемых. Найдем по отдельности каждое.

$$\mathrm{var}\left[\frac{k}{\lambda}\right]=\frac{NP_t(T)(1-P_t(T))}{\lambda^2}=\frac{Ne^{-\lambda G(T)}\left(1-e^{-\lambda G(T)}\right)}{\lambda^2}.$$

$$\mathrm{var}\left[\sum_{i=1}^{k} G(t_i)+\nu G(T)\right]=\mathrm{var}\left[\sum_{i=1}^{N} G(t_i\wedge T)\right]=$$

$$=\frac{N\left(1-2\lambda G(T)e^{-\lambda G(T)}-e^{-2\lambda G(T)}\right)}{\lambda^2}.$$

$$\mathrm{cov}\left[\frac{k}{\lambda};\sum_{i=1}^{N} G(t_i\wedge T)\right]=$$

$$=\frac{1}{\lambda}\mathrm{cov}\left[\sum_{i=1}^{N}\mathrm{I}\{G(t_i)\leq G(T)\};\sum_{i=1}^{N} G(t_i)\wedge G(T)\right]=$$

$$=\frac{1}{\lambda}\left[\sum_{i=1}^{N}\mathrm{E}\left(G(t_i\wedge T)\cdot\mathrm{I}\{t_i\leq T\}\right)-\mathrm{E}\left(G(t_i\wedge T)\right)\mathrm{EI}\{t_i\leq T\}\right]=$$

$$=\frac{N}{\lambda^2}\left(e^{-\lambda G(T)}-e^{-2\lambda G(T)}-\lambda G(T)e^{-\lambda G(T)}\right).$$

Сложив дисперсии с ковариацией, определяем информационное количество Фишера:

$$\mathrm{I}(\vec{t};T;\lambda)=\frac{N}{\lambda^2}\left(1-e^{-\lambda G(T)}\right)=\frac{N}{\lambda^2}(1-P(T))=\frac{NF_t(T)}{\lambda^2}, \tag{10}$$

где $F_t(T)$ – функция распределения наработки до отказа.

Теперь построим ММП-оценку (оценку по методу максимального правдоподобия) для λ:

$$\hat{\lambda}_T=\frac{k}{\sum_{i=1}^{N} G(t_i\wedge T)}. \tag{11}$$

Эта оценка получается приравниванием правой части уравнения (8) к нулю. Известно, что ММП-оценка асимптотически несмещенная, состоятельная, асимптотически эффективна и асимптотически нормальна. Таким образом,

$$\hat{\lambda}_T\overset{as}{\sim}Norm\left(\lambda;\frac{1}{\mathrm{I}(\vec{t};T;\lambda)}\right)=Norm\left(\lambda;\frac{\lambda^2}{NF_t(T)}\right). \tag{12}$$

В следующем разделе исследуем количество информации по Фишеру.

Исследование оценки $\hat{\lambda}_T$

Введем обозначение числителя информационного количества по Фишеру (10):

$$K(T)=NF_t(T). \quad (13)$$

Очевидно, что $K(T)$ будет зависеть и от параметра λ, поскольку от него зависит функция распределения $F_t(T)$, однако, нас в первую очередь будет интересовать зависимость введенного показателя от времени. По смыслу $K(T)$ будет математическим ожиданием с.в. k, равной среднему числу произошедших отказов на момент времени T, которая распределена согласно закону (9).

В силу известного асимптотического свойства функции распределения

$$K(T)\underset{T\to\infty}{\to} N. \quad (14)$$

Очевидно, что рано или поздно откажут все N образцов. При этом оценка (11) будет стремиться к оценке, определяемой по полной выборке:

$$\hat{\lambda}_T=\frac{k}{\sum_{i=1}^{N}G(t_i\wedge T)}\underset{T\to\infty}{\to}\hat{\lambda}_\infty=\frac{N}{\sum_{i=1}^{N}G(t_i)}. \quad (15)$$

Если объем испытаний N является константой, не зависящей от времени, то функция $K(T)$, как и функция $F_t(T)$, будет неубывающей, причем $K(0)=0$.

Рассмотрим условие, которое будет обеспечивать достижение необходимой нижней границы ВБР в точке t_0. При выбранном способе оценки ВБР ее нижняя доверительная граница будет $\underline{P}_0$. Эта величина определяется путем вычисления верхней границы параметра λ: $\underline{P}_0=e^{-\bar{\lambda}_{t_0}G(t_0)}$, где $\bar{\lambda}_{t_0}$ – верхняя граница показателя λ, вычисленная для случая, если бы испытания образцов заканчивались в момент времени t_0. Определяться этот показатель будет путем решения уравнения

$$1-\alpha_0=P\left(\hat{\lambda}_{t_0}<\bar{\lambda}_{t_0}\right)\approx\Phi\left(\frac{\bar{\lambda}_{t_0}-\lambda}{\lambda}\sqrt{K(t_0)}\right), \quad (16)$$

где $\Phi(x)$ – функция распределения стандартного нормального закона Norm(0,1). В результате решения уравнения (16) получим:

$$\bar{\lambda}_{t_0}=\lambda\left(1+\frac{u_{1-\alpha_0}}{\sqrt{K(t_0)}}\right).$$

Если испытания будут продолжаться до момента времени T, то и верхняя граница параметра будет определяться путем решения уравнения, подобного (16), где t_0 заменяется на T. В результате получится следующее соотношение:

$$\bar{\lambda}_T=\lambda\left(1+\frac{u_{1-\alpha_0}}{\sqrt{K(T)}}\right), \quad (17)$$

где $u_{1-\alpha_0}$ – квантиль нормального закона Norm(0,1) уровня $1–\alpha_0$.

Оценка (17) будет применяться для вычисления нижней границы ВБР в точке t_0. Согласно сформулированной цели исследования необходимо обеспечить выполнение условия, чтобы нижняя оценка ВБР, вычисленная с доверительной вероятностью $1–\alpha_0$ была не менее $\underline{P}_0$, не зависимо от длительности проведения экспериментальных наблюдений. Так как интенсивность отказов взаимно однозначно выражается через ВБР, то аналогичное условие можно сформулировать и для интенсивности. Следовательно, для произвольного положительного момента времени T можно записать:

$$\bar{\lambda}_T=\bar{\lambda}_{t_0}. \quad (18)$$

Таким образом, необходимо подобрать такой объем партии испытываемой продукции, чтобы верхняя оценка интенсивности отказов $\bar{\lambda}_T$ не зависела от длительности наблюдений. Другими словами, точность оценивания параметра λ на момент времени t_0 должна быть такой же, как и на момент времени T. Этого можно добиться, полагая постоянной величиной количество информации Фишера. Это условие запишется как $K(T)$=const.

Условие сохранения точности оценки λ

Погрешность оценивания в моменты времени t_0 и T будет одинаковая, если будут равны информационные количества в этих точках. Равенства количеств информации будем добиваться подбором необходимого объема испытаний $N(T)$ и $N(t_0)$.

Условие равенства информационных количеств для двух произвольных моментов времени t_0 и T будет выглядеть следующим образом:

$$\mathrm{I}(\vec{t};t_0;\lambda)=\mathrm{I}(\vec{t};T;\lambda). \quad (19)$$

Это условие (19) обеспечит такую же точность оценки неизвестного параметра λ по данным эксперимента $(N(T),U,T)$, как если бы мы оценивали λ по данным опыта $(N(t_0),U,t_0)$.

Из (10), (14) и (19) следуют свойства:

$$\frac{N(T)}{N(t_0)}=\frac{F(t_0)}{F(T)}\text{ или}$$

$$K(T)=Const=K(t_0)=Ek(t_0)=K(\infty)=N(\infty). \quad (20)$$

Таким образом, для любого T константа $K(T)$ будет равна как ожидаемому числу отказов на момент времени t_0, так и количеству образцов $N(\infty)$. В следующем разделе определим константу $N(\infty)$.

Решение задачи

В выражении (15) определена оценка параметра λ при $T\to\infty$. Определим асимптотическое количество образцов $N(\infty)$ исходя их точного распределения оценки $\hat{\lambda}_\infty$. Известно [8], что с.в. $2\lambda G(t_i)$ будет иметь распределение хи-квадрат с двумя степенями свободы: $2\lambda G(t_i)\sim\chi_2^2$. В силу независимости слагаемых:

$$2\lambda\sum_{i=1}^{N}G(t_i)\sim\chi_{2N}^2. \quad (21)$$

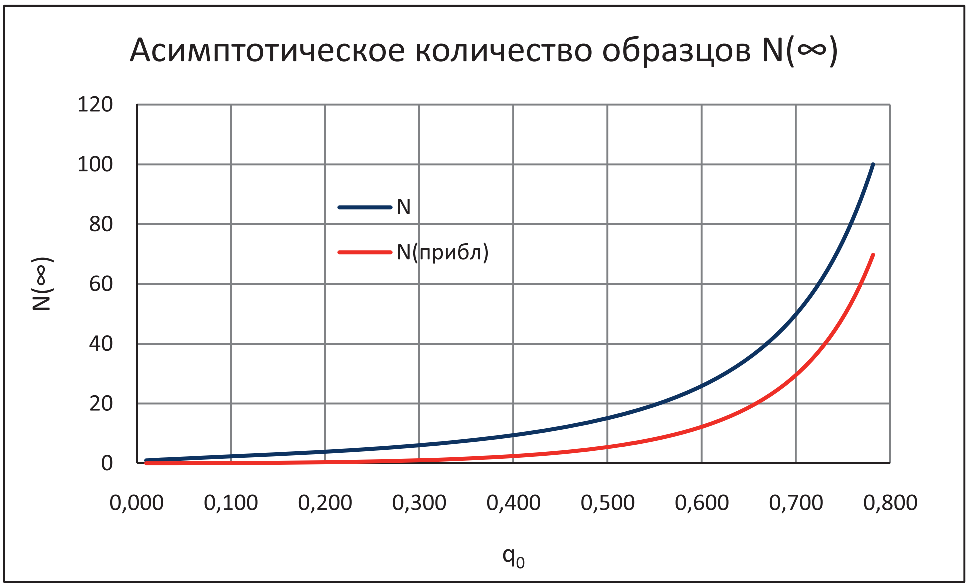

Рисунок 2 – Точные и приближенные значения для $N(\infty)$

Утверждение (21) позволяет построить правосторонний доверительный интервал для параметра λ.

$$\Pr\left(\hat{\lambda}_{\infty} \le \bar{\lambda}\right) = \Pr\left(2\lambda \sum_{i=1}^{N} G\left(t_i\right) \ge \frac{2\lambda N}{\bar{\lambda}}\right) = 1 - \alpha_0.$$

Откуда получаем трансцендентное уравнение для нахождения $N(\infty)$:

$$\frac{\chi^2_{\alpha_0}\left(2N\right)}{2N} = \frac{\lambda}{\bar{\lambda}} = \frac{\ln P_0}{\ln \underline{P}_0} = q_0, \qquad (22)$$

где $\chi^2_{\alpha_0}\left(2N\right)$ – квантиль распределения хи-квадрат с $2N$ степенями свободы уровня α_0.

В табл. 1 приведен пример расчетов асимптотических значений $N(\infty)$ для различных q_0.

Можно воспользоваться асимптотическим распределением оценки (12) и, решая уравнение (16) относительно N получить следующий результат:

$$N\left(\infty\right) \approx \left(\frac{u_{1-\alpha_0} q_0}{1 - q_0}\right)^2. \qquad (23)$$

Анализ (23) показал, что приближенный расчет обладает изрядной долей оптимистичности (см. рис. 2) и оценка необходимого объема испытаний получается существенно заниженной.

Если ВБР P_0 в точке t_0 неизвестна, то можно, по аналогии с работой [1], предположить:

$$P_0 = \frac{1 + \underline{P}_0}{2}. \qquad (24)$$

Таблица 1. Асимптотические значения для числа испытаний (α_0=0,05)

q_0	0,051	0,178	0,273	0,342	0,394	0,436	0,469	0,498	0,522	0,543
$N(\infty)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

Таблица 2 – Значения $N(\infty)$ в зависимости от α и $\underline{P}_0$.

α \ $\underline{P}_0$	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95	0,99	0,999
0,01	5,08	6,54	7,81	8,98	10,09	11,16	12,19	13,19	14,16	14,64	15,02	15,11
0,02	4,10	5,25	6,26	7,18	8,06	8,90	9,71	10,50	11,27	11,65	11,95	12,01
0,03	3,53	4,52	5,37	6,16	6,90	7,61	8,30	8,97	9,62	9,94	10,19	10,25
0,04	3,14	4,01	4,75	5,44	6,09	6,72	7,32	7,90	8,47	8,75	8,97	9,02
0,05	2,84	3,62	4,28	4,90	5,48	6,04	6,57	7,09	7,60	7,85	8,04	8,09
0,06	2,60	3,30	3,91	4,46	4,99	5,49	5,97	6,44	6,90	7,12	7,30	7,34
0,07	2,40	3,04	3,59	4,10	4,58	5,03	5,47	5,90	6,31	6,52	6,68	6,72
0,08	2,23	2,82	3,32	3,79	4,23	4,64	5,05	5,44	5,82	6,00	6,15	6,18
0,09	2,08	2,62	3,09	3,52	3,92	4,31	4,68	5,04	5,39	5,56	5,69	5,72
0,1	1,95	2,45	2,89	3,28	3,65	4,01	4,35	4,69	5,01	5,17	5,29	5,32

На самом деле, в силу сильной асимметрии биномиального распределения в случае высоконадежного оборудования будет выполняться неравенство $P_0 > \frac{1+\underline{P}_0}{2}$. Поэтому $q_0 < \ln\frac{1+\underline{P}_0}{2} \Big/ \ln\underline{P}_0$ и оценка асимптотического значения $N(\infty)$ будет завышена, т.е. будет пессимистической оценкой.

В табл. 2 приведены рассчитанные значения $N(\infty)$ в зависимости от уровня значимости α и нижней границы ВБР $\underline{P}_0$.

Для оценки объема испытаний в произвольной точке t осталось применить (20).

Из (20) следует $N(T) = \frac{N(\infty)}{F(T)}$. Поскольку истинное значение параметра λ неизвестно, можно оценить его из условия $\lambda = -\frac{\ln\underline{P}_0}{G(t_0)}$. Откуда

$$N(T) = \frac{N(\infty)}{1 - \underline{P}_0^{G(T)/G(t_0)}}. \tag{25}$$

Зависимость от времени при малых $\lambda G(T)$ почти гиперболическая относительно $G(T)$.

$$N(T) \approx \frac{N(\infty)}{\lambda G(T)}. \tag{26}$$

На рис. 3 изображено поведение необходимого объема испытаний (25) в зависимости от T в относительной временной шкале T/t_0. Входные параметры следующие: $\underline{P}_0$=0,95; α_0=0,05, t_0=5, $N(\infty)$=7,85 (см. табл. 2). Параметры распределения при проведении расчетов выбирались следующий: для распределения Вейбулла параметр a=1,1. Для модели с линейно-возрастающей функцией интенсивности a=1; b=0,1.

Можно заметить, что модели с возрастающей функцией интенсивности в сравнении с моделью, в которой интенсивность отказов постоянна, требуют относительно меньшего числа испытаний.

Заключение

Получены результаты, позволяющие обоснованно подходить к планированию объема испытаний высоконадежных объектов. В качестве исходной информации используется информация, предоставляемая изготовителем о необходимости подтвердить нижнюю границу ВБР изделия с заданной доверительной вероятностью. Полученные в статье формулы позволили провести исследования зависимости объема испытаний от длительности эксперимента. Результаты исследования показали, что чем больше длительность эксперимента, тем меньше изделий требуется поставить на испытания. Причем эта зависимость нелинейная, обусловлена параметризацией функции интенсивности отказа. Получены новые асимптотические результаты, позволяющие адекватно оценивать количество испытаний для заданного промежутка времени.

Библиографический список

1. Антонов А.В. К вопросу планирования объема испытаний образцов новой техники./ Антонов А.В., Чепурко В.А., Чехович В.Е., Украинцев В.Ф. *Надежность*. 2016;(3):3-7. DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-3-3-7

2. Антонов А.В. Теория надежности. Статистические модели: Учеб. пособие/ Антонов А.В., Никулин М.С., Никулин А.М., Чепурко В.А. – М.: ИНФРА-М. 2015. – 576 с.

3. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. – М.: «НАУКА», 1965. – 524 с.

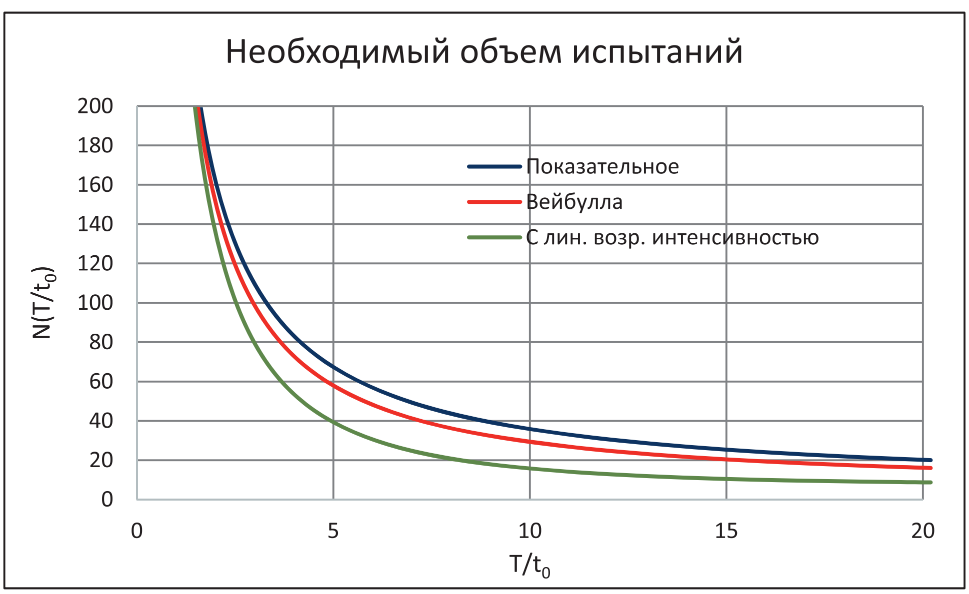

Рисунок 3 – Зависимость объема испытаний от времени при различных моделях распределения

4. Надежность технических систем: Справочник. Ю. К. Беляев. В. А. Богатырев. В. В. Болотин и др.; Под ред. И. А. Ушакова. — М.: Радио и связь, 1985. — 608 с. ил.

5. Антонов А.В. Статистические модели в теории надежности: Учеб. пособие/ Антонов А.В., Никулин М.С. – М.: Абрис. 2012. – 390 с.

6. Надежность технических систем: Справочник. Ю.К. Беляев. В.А. Богатырев. В.В. Болотин и др.; Под ред. И.А. Ушакова. – М.: Радио и связь. 1985. – 608 с. ил.

7. Определительные испытания на надежность. Ю.Г. Заренин. И.И. Стоянова. – М.: Изд-во Стандартов. 1978. – 168 с.

8. Крамер Г. Математические методы статистики. – М.: Мир. 1975. – 648 с.

9. Антонов А.В. Системный анализ: Учебник для вузов. – М.: Высш. шк. 2008. – 454 с.

10. Дейвид Г. Порядковые статистики М.: Наука. главная редакция физико-математической литературы. 1979 г. – 336 с.

Сведения об авторах

Александр В. Антонов – доктор технических наук, профессор. Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ МИФИ, профессор кафедры АСУ. Россия, Обнинск, e-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Владимир Ф. Украинцев – кандидат физико-математических наук, доцент. АО «Государственный научный центр Российской Федерации – Физико – энергетический институт им. А.И. Лейпунского», ведущий специалист. Россия, Обнинск, e-mail: ukraintsev@mail.ru

Владимир Е. Чехович – АО «Государственный научный центр Российской Федерации – Физико – энергетический институт им. А.И. Лейпунского», начальник отдела. Россия, Обнинск,e-mail: 89158916216@rambler.ru

Валерий А. Чепурко – кандидат физико-математических наук, доцент. Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ МИФИ, доцент каф. АСУ. Россия, Обнинск, e-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

Поступила 22.03.2017