

Определение минимального количества объектов, необходимого для проведения выборочного эксперимента*

Л. Г. САДЫХОВА, Д. Б. НАЗАРЕНКО, И. А. БАБАЕВ

Аннотация. На основе сравнения характеристик надежности отказавших и неотказавших объектов в течение заданного времени определяется минимальное количество объектов, необходимое для проведения выборочного эксперимента.

Ключевые слова: выборка, наработка до отказа, средний ресурс, достоверная вероятность, точечная оценка, нижняя достоверная граница, средняя доля безотказных наработок.

Введение

При планировании выборочного эксперимента на заданное время следует определить минимальный размер выборки — количество однотипных объектов, необходимое для проведения такого рода исследований.

Актуальность поставленной авторами задачи обусловлена, в частности, универсальной востребованностью данного типа эксперимента в любой сфере знания — от технических наук до социальных [1-3].

В целях определения искомой величины воспользуемся терминологией, сложившейся в планировании испытаний технических объектов на надежность.

Пусть τ — наработка до отказа невозстановливаемого объекта.

Введем следующую смешанную случайную величину на отрезке времени $(0, t)$:

$$\eta(t) = \begin{cases} \tau, & \text{если } \tau < t; \\ t, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Следовательно, величина $\eta(t)$ — безотказная наработка объекта в течение времени t .

Определим среднюю долю безотказной наработки (далее СДБН) объекта в течение времени t по следующей формуле:

$$Y(t) = M\left(\frac{\eta(t)}{t}\right), \quad (1)$$

где $M(\cdot)$ — математическое ожидание величины, стоящей внутри скобок.

Другими словами, СДБН — это математическое ожидание отношения безотказной наработки объекта в течение периода наблюдения за объектом к продолжительности этого периода.

Заметим, что величина

$$\rho(t) = M(\eta(t))$$

— средняя безотказная наработка объекта в течение времени t . Легко заметить, что

$$Y(t) = \frac{\rho(t)}{t},$$

т. е. показатель СДБН — это доля средней безотказной наработки (ДСБН) объекта в течение периода наблюдения за ним (т. е. СДБН = ДСБН).

Очевидно, что

$$\bar{Y}(t) = 1 - Y(t) \quad (2)$$

— средняя доля невыработанной наработки объекта в течение промежутка времени t .

Чтобы дать еще одну интерпретацию показателя СДБН, докажем следующее утверждение:

Теорема 1. Справедлива следующая формула:

$$Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t P(x) dx, \quad (3)$$

где $P(x)$ — вероятность безотказной работы объекта в течение времени x .

* Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проект № 10-08-00607-а).

Доказательство. Пусть $f_{\eta}(x)$ — плотность распределения случайной величины $\eta(t)$. Тогда

$$f_{\eta}(x) = \begin{cases} f(x), & \text{если } x \in (0, t); \\ P(t), & \text{если } x = t, \end{cases}$$

где $f(x)$ — плотность распределения случайной величины τ .

Согласно формуле математического ожидания смешанной случайной величины $\eta(t)$ имеем

$$M(\eta(t)) = tP(t) + \int_0^t xf(x)dx, \quad (4)$$

откуда с учетом того, что

$$\int_0^t xf(x)dx = -tP(t) + \int_0^t P(x)dx,$$

и принимая во внимание (1), получим искомую формулу (3).

Из формулы (3) следует, что показатель СДБН — это среднее значение вероятности безотказной работы объекта в течение времени t .

Формула (3) позволяет доказать следующие свойства показателя СДБН:

1. $0 \leq Y(t) \leq 1$;
2. $\lim_{t \rightarrow 0} Y(t) = 1$;
3. $\lim_{t \rightarrow \infty} Y(t) = 0$ при условии, что ограничена средняя наработка до отказа;
4. $Y(t) \geq P(t)$;
5. $Y'(t) = \frac{1}{t}(P(t) - Y(t))$;
6. $Y(t) - P(t) = \frac{1}{t} \int_0^t xf(x)dx$.

Первые два свойства очевидны.

Третье свойство следует из того, что

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^t P(x)dx = r < \infty,$$

где r — средняя наработка до отказа.

Четвертое свойство вытекает из следующей оценки:

$$\int_0^t P(x)dx \geq tP(t).$$

Для доказательства пятого свойства воспользуемся тем, что

$$tY(t) = \int_0^t P(x)dx,$$

откуда, взяв производную по времени t , легко получим искомое свойство.

Шестое свойство вытекает из соотношения (4) и формулы (1).

1. Точечная оценка показателя СДБН

Пусть испытываются на безотказность n однотипных объектов, из которых k объектов отказало в течение времени испытания t . Обозначим через τ_i безотказную наработку отказавшего i -го объекта ($i = 1, 2, \dots, k$). Тогда точечной оценкой показателя $Y(t)$ служит величина

$$\widehat{Y}_n(t) = \frac{1}{nt} \left(\sum_{i=1}^k \tau_i + (n-k)t \right). \quad (5)$$

В самом деле, т. к. τ_i/t — доля наработки до отказа i -го отказавшего объекта в течение периода наблюдения t , а полная доля безотказной наработки неотказавшего объекта в течение того же периода наблюдения равна единице, то согласно (1) точечная оценка показателя $Y(t)$ равна

$$\widehat{Y}_n(t) = \frac{\sum_{i=1}^k \tau_i/t + (n-k)}{n}, \quad (6)$$

что и доказывает формулу (5).

Из формулы (5) следует, что точечная оценка показателя (2) рассчитывается по формуле

$$\widehat{Y}_n(t) = \frac{1}{nt} \sum_{i=1}^k (t - \tau_i). \quad (7)$$

Формулы (5) и (6) наглядным образом отражают свойства 1, 4, и 6 для показателя $Y(t)$, где

$$\widehat{P}_n(t) = \frac{n-k}{n} \quad (8)$$

— точечная оценка вероятности безотказной работы объекта в течение времени t .

В оценке (5) величины k и τ_i ($i = 1, 2, \dots, k$) случайны. Поэтому возникает вопрос: смещена ли полученная оценка? В связи с этим докажем следующее утверждение:

Теорема 2. Точечная оценка $\widehat{Y}_n(t)$, определенная формулой (5) для показателя $Y(t)$, несмещенная, т. е. справедлива следующая формула:

$$M(\widehat{Y}_n(t)) = Y(t). \quad (9)$$

Доказательство. Из формулы (6) находим

$$\hat{Y}_n(t) - \hat{P}_n(t) = \frac{\sum_{i=1}^k \tau_i / t}{n},$$

где $\hat{P}_n(t)$ — точечная оценка вероятности безотказной работы объекта в течение времени t , определенная формулой (8).

Откуда имеем

$$M\left(\hat{Y}_n(t) - \hat{P}_n(t)\right) = M\left(\frac{\sum_{i=1}^k \tau_i}{nt}\right). \quad (10)$$

Для правой части получим

$$M\left(\frac{\sum_{i=1}^k \tau_i}{nt}\right) = \frac{1}{nt} M\left(\sum_{i=1}^k \tau_i\right). \quad (11)$$

Будем считать, что наработки отказавших объектов на отрезке времени $(0, t)$ имеют одну и ту же функцию распределения $F_t(x)$. Найдем ее.

Для условной вероятности при $x < t$ имеем, согласно теореме умножения вероятностей, следующее соотношение:

$$\Pr((\tau < x) / (\tau < t)) = \frac{\Pr((\tau < x) \cap (\tau < t))}{\Pr(\tau < t)},$$

где $\Pr(\cdot)$ — вероятность события, заключенного в скобках. Откуда находим

$$F_t(x) = \frac{F(x)}{F(t)},$$

где $F(\cdot)$ — функция распределения наработок до отказа исследуемого объекта.

Следовательно, для математического ожидания наработки до отказа внутри отрезка времени $(0, t)$ имеем

$$M(\tau) = \frac{1}{F(t)} \int_0^t xf(x)dx, \quad (12)$$

где $f(x) = F'(x)$ — плотность распределения наработок до отказа на всей временной оси.

Далее, согласно тождеству Вальдо [4], имеем

$$M\left(\sum_{i=1}^k \tau_i\right) = M(k) \cdot M(\tau),$$

где, по формуле Бернулли,

$$M(k) = nF(t).$$

Тогда, учитывая (12) после упрощения, получим

$$\frac{1}{nt} M\left(\sum_{i=1}^k \tau_i\right) = \frac{1}{t} \int_0^t xf(x)dx.$$

Следовательно, согласно (10) с учетом (11), имеем

$$M\left(\hat{Y}_n(t) - \hat{P}_n(t)\right) = \frac{1}{t} \int_0^t xf(x)dx.$$

Откуда, с учетом того, что

$$M\left(\hat{P}_n(t)\right) = P(t),$$

получим

$$M\left(\hat{Y}_n(t)\right) - P(t) = \frac{1}{t} \int_0^t xf(x)dx.$$

Сравнивая эту формулу с формулой свойства (6) для показателя $Y(t)$, получаем искомое соотношение (9), что и доказывает теорему 2.

Следствие. Точечная оценка (7) для показателя $\bar{Y}(t)$ несмещенная.

В самом деле, согласно (7), имеем

$$\hat{Y}_n(t) = 1 - \hat{Y}_n(t),$$

откуда, с учетом (9), находим

$$M\left(\hat{Y}(t)\right) = \bar{Y}(t),$$

где показатель $\bar{Y}(t)$ определен соотношением (2).

2. Нижняя доверительная граница показателя СДБН

При малых объемах выборки n степень доверия к точечной оценке показателя СДБН $\hat{Y}_n(t)$ крайне низка. Поэтому докажем следующее утверждение:

Теорема 3. Пусть p — заданная доверительная вероятность. Тогда нижней доверительной границей показателя СДБН служит следующая величина:

$$Y_n(t) = \hat{Y}_n(t) - \sqrt{\frac{-\ln(1-p)}{2n}}. \quad (13)$$

Доказательство. Для установления формулы (13) воспользуемся неравенством Хевдинга [4]:

$$\Pr\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu \geq \varepsilon\right) \leq \exp\left(-\frac{2n^2\varepsilon^2}{\sum_{i=1}^n (b_i - a_i)}\right), \quad (14)$$

где $\varepsilon > 0$ — произвольное число; X_i — случайная величина, удовлетворяющая условиям $a_i \leq X_i \leq b_i$, ($i = 1, 2, \dots, n$); $\mu = M\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right)$.

Примем следующие обозначения:

$$X_i = \begin{cases} \tau_i/t, & \text{если } \tau_i \in (0, t); \\ 1, & \text{если } \tau_i \geq t; \end{cases}$$

$$a_i = 0, \quad b_i = 1 \quad \text{при } i = 1, 2, \dots, n.$$

Тогда согласно (6) имеем

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i = \widehat{Y}_n(t). \quad (15)$$

Для определения величины μ воспользуемся теоремой 2, согласно которой

$$\mu = Y(t). \quad (16)$$

Далее, используя соотношения (15) и (16) в неравенстве (14), находим

$$\Pr\left(\widehat{Y}_n(t) - Y(t) \geq \varepsilon\right) \leq \exp(-2n\varepsilon^2),$$

т. к. $\sum_{i=1}^n (b_i - a_i) = n$.

Следовательно, имеем

$$\Pr\left(\widehat{Y}_n(t) - Y(t) < \varepsilon\right) > 1 - \exp(-2n\varepsilon^2),$$

откуда находим

$$\Pr\left(Y(t) > \widehat{Y}_n(t) - \varepsilon\right) > 1 - \exp(-2n\varepsilon^2). \quad (17)$$

Поскольку число $\varepsilon > 0$ — произвольное, то выберем его из следующего условия:

$$1 - \exp(-2n\varepsilon^2) = p, \quad (18)$$

где p — заданная доверительная вероятность.

Решая уравнение (18), находим

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{-\ln(1-p)}{2n}}.$$

Следовательно, согласно соотношениям (17) и (18), имеем

$$\Pr(Y(t) > \underline{Y}_n(t)) > p,$$

где значение $\underline{Y}_n(t)$ определено соотношением (13), что и доказывает теорему 3.

3. Определение минимального количества объектов, необходимого для проведения выборочного эксперимента

Формула (13) позволяет определить минимальное количество объектов, необходимое для проведения выборочного эксперимента. Для этой цели докажем следующее утверждение:

Теорема 4. Пусть p — заданная доверительная вероятность ($0 < p < 1$); $\underline{Y}_n(t)$ — нижняя доверительная граница показателя $Y(t)$. Тогда минимальное количество наблюдаемых объектов в течение времени t , необходимое для проведения выборочного эксперимента, определяется по формуле:

$$n = \begin{cases} \frac{-\ln(1-p)}{2(1-\underline{Y}_n(t))^2}, & \text{если правая часть — целое число;} \\ \left\lceil \frac{-\ln(1-p)}{2(1-\underline{Y}_n(t))^2} \right\rceil + 1, & \text{иначе,} \end{cases} \quad (19)$$

где $\lceil \cdot \rceil$ — целая часть выражения, стоящего внутри скобок.

Доказательство. Воспользуемся формулой (13), из которой найдем

$$n = \frac{-\ln(1-p)}{2(\widehat{Y}_n(t) - \underline{Y}_n(t))^2}. \quad (20)$$

Поскольку в силу свойства 1 для показателя СДБН имеем $\widehat{Y}_n(t) \leq 1$, то, учитывая это в соотношении (20), получим

$$n \geq \frac{-\ln(1-p)}{2(1-\underline{Y}_n(t))^2},$$

откуда найдем искомое соотношение (19).

Из доказанной формулы (19) следует, что если доверительная вероятность p стремится к 1, то объем выборки увеличивается и, напротив, если p уменьшается ($p \rightarrow 0$), то количество объектов для проведения выборочного эксперимента также уменьшается.

Проводя сравнительный анализ влияния принимаемых значений $\underline{Y}_n(t)$ на величину объема выборки, делаем следующий вывод: если значение нижней доверительной границы, равное $\underline{Y}_n(t)$, стремится к 1, то объем выборки увеличивается и, напротив, при уменьшении величины $\underline{Y}_n(t)$ объем выборки уменьшается.

Оба вывода хорошо согласуются с логикой проведения выборочного эксперимента.

Пример. Определить минимальное количество однотипных объектов для проведения выборочного эксперимента при условии, что с доверительной вероятностью, равной 0,865, нижняя доверительная граница показателя $Y(t)$ не менее $2/3$.

Решение. Согласно условиям примера имеем $p = 0,865$; $\underline{Y}_n(t) \geq \frac{2}{3}$. Тогда

$$\frac{-\ln(1-0,865)}{2(1-\underline{Y}_n(t))^2} \geq 9,$$

откуда, согласно (19), находим, что минимальное количество однотипных объектов для проведения выборочного эксперимента равно 9.

Заключение

В данной работе на основе сравнения показателей надежности отказавших и неотказавших однотипных технических объектов в течение заданного времени определяется объем выборки — минимальное количество объектов для проведения выборочного эксперимента. Полученная расчетная формула для объема выборки может быть использована не только при планировании испытаний объектов на надежность, но и при планировании и проведении других видов экспериментов в различных областях науки.

Литература

1. Сидняев Н. И. Теория планирования эксперимента и анализ статистических данных. М.: Юрайт, 2011. 399 с.
2. Давыдов А. А. Системный подход в социологии: новые направления, теории и методы анализа социальных систем. М.: URSS, 2005. 396 с.
3. Кэмпбелл Д. Модели экспериментов в социальной психологии и прикладных исследованиях. СПб.: Изд-во «Социально-психологический центр», 1996. 391 с.
4. Hoeffding W. Probability inequalities for sums of bounded random variables // Annal. Stat. Assoc. 58, 1963. P. 13–29.

Садыхова Лала Гуламовна. Доцент МГТУ им. Н. Э. Баумана. К. к. н. Окончила МГУ в 1998 г. Количество печатных работ: 46. Область научных интересов: теория межкультурной коммуникации, модели коммуникации, методы исследования социокультурных процессов. E-mail: lala_sad@inbox.ru

Назаренко Дмитрий Борисович. Аспирант МГТУ им. Н. Э. Баумана. Окончил МГТУ им. Н. Э. Баумана в 1989 г. Количество печатных работ: 3. Область научных интересов: теория надежности, планирование эксперимента. E-mail: gendir@odinled.ru

Бабаев Ислам Акмурадович. Студент МГТУ им. Н. Э. Баумана. Количество печатных работ: 2. Область научных интересов: математические методы и модели планирования выборочного эксперимента. E-mail: sleavik@gmail.com