

Садыхов Г. С., Алшехаби Самер

Московский государственный технический университет
им. Н. Э. Баумана

НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ОПАСНЫХ И БЕЗОПАСНЫХ СОСТОЯНИЙ ТЕХНОГЕННО-ОПАСНОГО РЕМОТИРУЕМОГО ОБЪЕКТА*

Установлены непараметрические оценки вероятностей опасных и безопасных состояний ремонтируемого объекта, отказ и ремонт которого представляют техногенную опасность.

1. Постановка задачи

Рассмотрим ремонтируемый в процессе эксплуатации технический объект, отказ и ремонт которого представляют техногенную опасность. Пусть для определенности объект состоит из n последовательно соединенных между собой узлов, отказы которых независимы между собой и имеют следующие соответственно интенсивности отказов, равные:

$$\lambda_1(t), \lambda_2(t), \dots, \lambda_i(t), \dots, \lambda_n(t).$$

Тогда вероятность безотказной работы объекта в течение времени t , равная

$$P(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(x) dx\right), \text{ где } \lambda(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i(x),$$

определяет одновременно и вероятность того, что в момент времени t объект будет находиться в состоянии безопасности, если он неремонтируемый. Возникает вопрос, как найти или оценить вероятность безопасного состояния в любой момент времени t для ремонтируемого техногенно-опасного объекта, имеющего произвольную (не обязательно последовательную) схему соединения узлов, законы распределения ресурсов которых, а также законы их восстановления непараметрические.

* Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант № 07–08–00574-а).

2. Решение задачи

Примем следующие условности:

- будем считать, что ремонт техногенно-опасного объекта начинается сразу после отказа;
- возможные состояния объекта в произвольный момент времени t — это опасное или безопасное состояния;
- законы распределения ресурса и процесса восстановления произвольные, т. е. непараметрические.

Обозначив вероятности опасного и безопасного состояний объекта в момент времени t соответственно через $P_0(t)$ и $P_6(t)$, имеем

$$P_0(t) + P_6(t) = 1. \quad (1)$$

Согласно определению $\mu(t)$ — интенсивности восстановления объекта в момент времени t имеем при $\Delta t \rightarrow 0$ [1]

$$Pr\left(\frac{t < \eta < t + \Delta t}{\eta} > t\right) = \mu(t)\Delta t + o(\Delta t),$$

где левая часть это вероятность того, что время восстановления η будет находиться на временном интервале $(t, t + \Delta t)$ при условии, что исследуемый объект до момента времени t после отказа не был восстановлен. Следовательно, вероятность того, что объект будет в момент времени $t + \Delta t$ находиться в безопасном состоянии при условии, что в момент времени t находился в опасном состоянии, согласно теореме умножения зависимых событий, равна при $\Delta t \rightarrow 0$

$$P_6(t)[\mu(t)\Delta t + o(\Delta t)]. \quad (2)$$

Точно также, согласно определению $\lambda(t)$ - интенсивности отказов объекта в момент времени t при $\Delta t \rightarrow 0$, имеем [1]

$$Pr\left(\frac{t < \zeta < t + \Delta t}{\zeta} > t\right) = \lambda(t)\Delta t + o(\Delta t),$$

где левая часть это вероятность того, что время отказа ζ будет находиться на временном интервале $(t, t + \Delta t)$ при условии, что в течении времени t рассматриваемый объект был безотказен. Откуда находим вероятность того, что объект в момент времени $t + \Delta t$ будет находиться в безопасном состоянии при условии, что в момент времени t он находился в этом же состоянии, равна согласно теореме умножения вероятностей следующему выражению:

$$P_6(t)[1 - \lambda(t)\Delta t + o(\Delta t)], \quad (3)$$

где квадратная скобка равна, согласно определению интенсивности отказов, вероятности того, что на интервале времени $(t, t + \Delta t)$ не будет отказа.

Применяя теорему сложения вероятностей, определенных соотношениями (2) и (3), найдем

$$P_6(t + \Delta t) = P_0(t)\mu(t)\Delta t + P_6(t)(1 - \lambda(t)\Delta t) + o(\Delta t),$$

откуда, с учетом (1), получим

$$\frac{P_6(t + \Delta t) - P_6(t)}{\Delta t} = \mu(t) - (\lambda(t) + \mu(t))P_6(t) + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}.$$

Перейдя к пределу при $\Delta t \rightarrow 0$, найдем следующее дифференциальное уравнение:

$$P_6'(t) + (\lambda(t) + \mu(t))P_6(t) = \mu(t). \quad (4)$$

Решая это уравнение при естественном начальном условии

$$P_6(0) = 1,$$

получим

$$P_6(t) = P(t)Q(t) \left(1 + \int_0^t \frac{\mu(x)}{P(x)Q(x)} dx \right), \quad (5)$$

где $P(t)$ — вероятность безотказной работы объекта в течение времени t ;

$$Q(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \mu(x) dx \right\} \quad (6)$$

— вероятность того, что объект не будет восстановлен в течение времени t .

В частности, при $\mu(t) \equiv 0$ из формулы (5) следует, что

$$P_6(t) \equiv P(t).$$

Другими словами, если объект неремонтируемый, то вероятность его безотказного состояния в момент времени t совпадает с вероятностью его безотказной работы в течение времени t . Заметим, что это свойство было уже отмечено выше для объекта, узлы которого соединены между собой последовательно.

Для дальнейшего изложения нам понадобится следующее утверждение.

Лемма. Для вероятности опасного состояния объекта справедлива следующая формула:

$$P_0(t) = P(t)Q(t) \int_0^t \frac{\lambda(x)}{P(x)Q(x)} dx. \quad (7)$$

Доказательство. Используя формулу (5), имеем

$$P_0(t) = 1 - P(t)Q(t) \left(1 + \int_0^t \frac{\mu(x)}{P(x)Q(x)} dx \right). \quad (8)$$

Из соотношения (6) найдем

$$\mu(t) = -\frac{Q'(t)}{Q(t)}.$$

Учтя это, имеем

$$\int_0^t \frac{\mu(x)}{P(x)Q(x)} dx = \int_0^t \frac{1}{P(x)} d\left(\frac{1}{Q(x)}\right),$$

откуда найдем

$$\int_0^t \frac{\mu(x)}{P(x)Q(x)} dx = \frac{1}{P(t)Q(t)} - 1 - \int_0^t \frac{\lambda(x)}{P(x)Q(x)} dx.$$

Подставляя полученное выражение в соотношение (8), получим искомую формулу (7). □

Следствие. Если $\lambda(t) \equiv 0$, то $P_0(t) \equiv 0$ и тогда в соответствии с формулой (1) имеем $P_0(t) \equiv 1$.

Другими словами, «абсолютное» отсутствие отказов для рассматриваемых объектов влечет за собой идеальную их безопасность в эксплуатации.

Теорема 1. Для вероятности опасного состояния объекта справедлива следующая оценка:

$$P_0(t) \leq 1 - P(t), \quad (9)$$

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

Доказательство. Так как

$$\frac{Q(t)}{Q(x)} \leq 1, \quad (x \in (0, t)),$$

то из формулы (7) найдем

$$P_0(t) \leq P(t) \int_0^t \frac{\lambda(x)}{P(x)} dx.$$

Поскольку [1]

$$\lambda(x) = -\frac{P'(x)}{P(x)},$$

то из последней оценки имеем

$$P_0(t) \leq -P(t) \int_0^t \frac{P'(x)}{P^2(x)} dx.$$

Откуда, интегрируя правую часть, получим искомую оценку (9). \square

Следствие. Для вероятности безопасного состояния объекта справедлива следующая оценка:

$$P_6(t) \geq P(t). \quad (10)$$

В частности из оценок (9) и (10) получим следующие важные для практических приложений оценки:

$$P_0(t_\gamma) \leq 1 - \gamma,$$

$$P_6(t_\gamma) \geq \gamma,$$

где $t_\gamma = \sup\{t: P(t) \geq \gamma\}$ — γ -процентный ресурс объекта при заданном уровне γ , ($0 < \gamma < 1$).

Если рассматриваемые объекты дополнительно являются «стареющими», то оценки (9) и (10) можно улучшить. Далее будем считать, что объект «стареющий» в процессе эксплуатации, если интенсивность отказов его $\lambda(t)$ как функция времени t монотонно не убывает. В связи с этим докажем следующее утверждение.

Теорема 2. Для вероятностей опасного и безопасного состояний стареющего объекта справедливы следующие оценки:

$$P_0(t) \leq \frac{t}{r}, \quad (11)$$

$$P_6(t) \geq 1 - \frac{t}{r}, \quad (12)$$

где r — средний ресурс, $t < r$.

Доказательство. Из формулы (7) с учетом того, что

$$\frac{P(t)}{P(x)} \leq 1, \quad \frac{Q(t)}{Q(x)} \leq 1,$$

имеем

$$P_0(t) \leq \int_0^t \lambda(x) dx. \quad (13)$$

Так как

$$\int_0^t \lambda(x) dx = -\ln P(t),$$

то, используя следующую оценку для стареющих объектов [1]:

$$P(t) \geq e^{-t/r}, \quad t < r,$$

получим

$$\int_0^t \lambda(x) dx \leq \frac{t}{r}.$$

Учитывая это в соотношении (13), найдем искомые оценки (11) и (12).

Можно показать, что, во-первых, — оценки (11) и (12) лучше соответствующих оценок (9) и (10), во-вторых, — оценки (11) и (12), а также оценки (9) и (10) являются достижимыми в своих классах рассматриваемых объектов.

Рассматривая непараметрические оценки (9), (10), (11) и (12) видим, что в оценочных функциях не участвуют характеристики восстановительного процесса. В связи с этим возникает вопрос насколько это закономерно. Для этой цели рассмотрим следующий пример.

Пусть

$$\lambda(t) \equiv \frac{1}{r}, \quad \mu(t) \equiv \frac{1}{\rho},$$

где $r > 0$ — средний ресурс, $\rho > 0$ — среднее время восстановления, т. е. ресурс и процесс восстановления имеют экспоненциальные законы распределения.

Тогда согласно (7) легко найдем

$$P_0(t) = \frac{\rho}{r + \rho} \left(1 - \exp \left\{ -\frac{r + \rho}{r\rho} t \right\} \right).$$

Откуда при $t \rightarrow 0$ имеем

$$P_0(t) = \frac{t}{r} + o(t).$$

□

Видно, что вероятность опасного состояния не зависит от интенсивности восстановления при $t \rightarrow 0$.

Следующее утверждение позволяет обобщить этот вывод для любых законов распределений ресурса и восстановительного процесса.

Теорема 3. Если интенсивность отказов объекта $\lambda(t)$ тождественно не равна нулю и

$$P_0(a) = 1, \tag{14}$$

то существует такое целое число m , для которого справедливо следующее соотношение:

$$\lim_{t \rightarrow a} \frac{P_0(t)}{(t - a)^m} = \frac{\lambda^{(m-1)}(a)}{m!}. \tag{15}$$

Доказательство. Для доказательства теоремы 3 разложим вероятность безопасного состояния объекта $P_6(t)$ в окрестности точки $t = a$ в ряд Маклорена, ограничившись линейной частью. Тогда, с учетом соотношений (4) и (14), имеем при $t \rightarrow a$

$$P_6(t) = 1 - \lambda(a)(t - a) + o(t - a).$$

Откуда видно, что если $\lambda(a) \neq 0$, то теорема доказана. Если же $\lambda(a) = 0$, то продолжаем дальнейшее рассуждения, рассматривая ряд Маклорена в окрестности точки $t = a$ и привлекая квадратичную ее часть. В этом случае имеем при $t \rightarrow a$

$$P_6(t) = 1 + \left(\frac{P_6''(a)}{2} \right) (t - a)^2 + o(t - a)^2. \quad (16)$$

Используя (4), находим

$$P_6''(a) = -\lambda'(a).$$

Тогда, согласно (16), имеем

$$P_6(t) = 1 - \left(\frac{\lambda'(a)}{2} \right) (t - a)^2 + o(t - a)^2.$$

Из полученного выражения следует, что, если $\lambda'(a) \neq 0$, то утверждение теоремы справедливо и доказательство завершается. Если же $\lambda'(a) = 0$, то продолжаем дальнейшее разложение вероятности безопасного состояния объекта $P_6(t)$ как функцию переменной t , привлекая последовательно степени $(t - a)^3$, $(t - a)^4$ и т. д.

Применив метод математической индукции, заключаем, что процесс должен быть конечным, ибо в противном случае $\lambda(t) \equiv 0$, чего не может быть согласно условию теоремы. Пусть последний шаг наших разложений в ряд заканчивается на степени $(t - a)^m$. Тогда при $t \rightarrow a$ имеем

$$P_6(t) = 1 - \frac{\lambda^{(m-1)}(a)}{m!} (t - a)^m + o(t - a)^m, \quad (17)$$

где $\lambda^{(m-1)}(a) \neq 0$. Откуда найдем искомое соотношение (15). \square

Следствие. В условиях теоремы 3 при $t \rightarrow a$ вероятности состояний объекта $P_6(t)$ и $P_0(t)$ как функции времени t зависят только от принимаемых значений интенсивности отказов и не зависят от характеристик восстановительного процесса.

Из соотношения (17) видно, что вероятность безопасного применения техногенно-опасного объекта в течение достаточно малой длительности сверх времени $t = a$ близка к единице, несмотря на то, что значение интенсивности отказов в этот момент времени может оказаться большим. Следовательно, для безопасного использования объектов, например,

одноразового применения сверх времени $t = a$ в течение непродолжительной длительности достаточно, чтобы выполнялось лишь соотношение (14), поскольку влияние величины интенсивности отказа незначительно, а влияние характеристик восстановительного процесса вовсе исключено.

Таким образом, для технического объекта, отказ и ремонт, которого представляют техногенную опасность, предложены непараметрические оценки вероятностей его опасных и безопасных состояний.

Литература

1. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности. М: Сов. радио, 1969. 488 с.