

ОБ ОДНОЙ СИСТЕМЫ ДУБЛИРОВАНИЯ С ВОССТАНОВЛЕНИЕМ И ПЕРЕКЛЮЧЕНИЯМИ

Боян Н. Димитров, Владимир А. Зайцев

1. Введение и постановка задачи. Рассмотрим систему, состоящую из одного основного и одного резервного элементов — холодный резерв. Время жизни основного (рабочего) элемента есть случайная величина (сл. в.) ξ с функцией распределения (ф. р.) $F(x)$. Если рабочий элемент откажет, его немедленно отправляют на ремонт, а на его место сразу же подключают резервный элемент. Время ремонта η случайно с ф. р. $G(x)$. Ремонт полностью восстанавливает все свойства отказавшего элемента. Оба элемента предполагаются однотипными. Подключение резервного элемента к работе в момент отказа основного элемента производится переключателем K (см. рис. 1). Переключатель ненадежен — в момент k -ого переключения он с вероятностью q_k ($k=1, 2, \dots$) может не сработать, вследствие чего резервный элемент не успеет приступить к выполнению функций рабочего элемента и система откажет. Отказавший рабочий элемент после ремонта становится в резерв до отказа нового рабочего элемента и далее система функционирует уже описанным образом. В случае отказа рабочего элемента в момент, когда ремонт предыдущего элемента не закончен, система откажет независимо от того, сработал переключатель или нет.

Пусть в начальный момент $t_0=0$ система начинает работу с новым основным и исправным резервным элементами. Через τ обозначим время работы системы до первого отказа. В статье рассматривается предельное распределение нормированной величины τ при условии, что время ремонта мало по сравнению с временем жизни рабочего элемента, а также вероятности q_k равномерно малы (см. формулировку результатов).

Важность рассматриваемой системы обусловлена тем, что она часто встречается во многих практических схемах как самостоятельно, так же и как часть (элемент) более сложных систем. Не останавливаясь на конкретных примеров, мы скажем лишь то, что такая система рассматривается в книге [1], но при более ограничительных условиях.

Авторы благодарят А. Д. Соловьева за то что обратил их внимание на эту задачу.

2. **Формулировка результата.** Обозначим через T_1 среднее время безотказной работы основного элемента

$$T_1 = \int_0^{\infty} t dF(t)$$

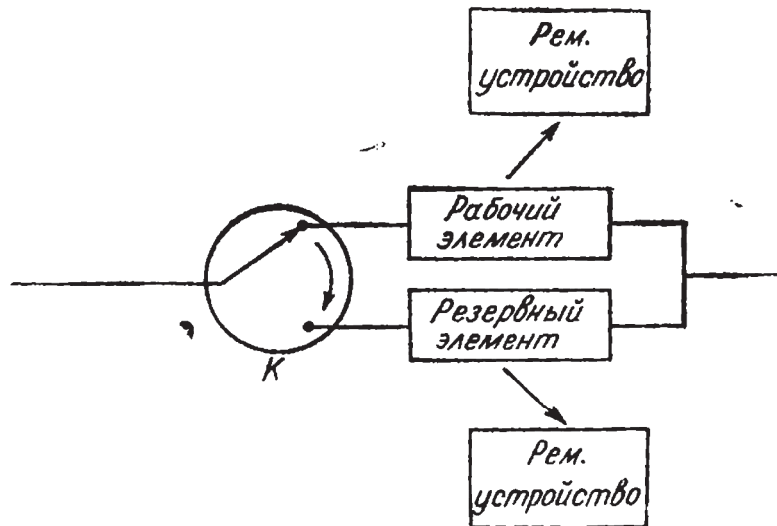


Рис. 1

и предположим, что $T_1 < \infty$. Пусть

$$\alpha = P\{\eta > \xi\} = \int_0^{\infty} [1 - G(x)] dF(x).$$

Теорема. Если $G(t)$ и q_k меняются так, что $\alpha \rightarrow 0$ и при этом $\max_k q_k \rightarrow 0$ так, что для любого $x > 0$

$$(1) \quad \sum_{k \leq \frac{x}{a}} q_k \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} Q(x),$$

то

$$(2) \quad \lim_{\alpha \rightarrow 0} P\{\alpha \tau \geq x\} = e^{-\frac{x}{T_1} - Q\left(\frac{x}{T_1}\right)}.$$

Для доказательства теоремы нам понадобятся несколько вспомогательных утверждений, которых мы сформулируем в следующем пункте.

Нам кажется, что любое из них имеет и определенное самостоятельное значение вне нашей задачи.

3. Необходимые вспомогательные утверждения. Символом \xrightarrow{P} обозначим сходимость по вероятности (см. [2]).

Лемма 1. Если $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$, $\eta_n \xrightarrow{P} \eta$, то $\xi_n + \eta_n \xrightarrow{P} \xi + \eta$.

Доказательство. Пусть $\varepsilon > 0$ любое число. Очевидны следующие включения между событиями

$$\{X + Y \geq \varepsilon\} \subset \left\{X \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} \cup \left\{Y \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\},$$

где X и Y — произвольные случайные величины. Отсюда и из монотонности вероятностной меры получаем

$$P\left\{|\xi_n + \eta_n - (\xi + \eta)| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} \leq P\left\{\xi_n - \xi \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} + P\left\{\eta_n - \eta \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\}.$$

Из условия леммы правая часть стремится к нулю с ростом n , отчего следует утверждение.

Лемма 2. Если $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$, $\eta_n \xrightarrow{P} \eta$, и $P\{\xi < \infty\} = P\{\eta < \infty\} = 1$,

то $\xi_n \cdot \eta_n \xrightarrow{P} \xi \cdot \eta$.

Доказательство. Из условия леммы следует, что последовательности $\{\xi_n\}$ и $\{\eta_n\}$ — стохастически ограничены (см. [2]). Пусть $M > 0$ — такая константа, что $P\{|\xi_n| \leq M\} \geq 1 - \frac{\delta}{2}$ для любого n , а также $P\{|\eta| \leq M\} \geq 1 - \frac{\delta}{2}$, где $\delta > 0$. Пусть $\varepsilon > 0$. Тогда

$$\begin{aligned} P\{\xi_n \cdot \eta_n - \xi \cdot \eta \geq \varepsilon\} &= P\{\xi_n \eta_n - \xi_n \eta + \xi_n \eta - \xi \eta \geq \varepsilon\} \\ &\leq P\left\{|\xi_n| \cdot |\eta_n - \eta| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} + P\left\{|\eta| \cdot |\xi_n - \xi| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} \\ &\leq P\left\{|\eta_n - \eta| \geq \frac{\varepsilon}{2M}\right\} + P\{\xi_n > M\} + P\left\{|\xi_n - \xi| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} + P\{\eta > M\} \\ &\leq \delta + P\left\{|\eta_n - \eta| \geq \frac{\varepsilon}{2M}\right\} + P\left\{|\xi_n - \xi| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\}. \end{aligned}$$

Но $\frac{\varepsilon}{2M} > 0$. Из условия леммы следует, что с ростом n последняя сумма стремится к нулю. Лемма доказана, ввиду произвольного выбора δ .

Лемма 3. Если $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$, а ν_n — целочисленные неотрицательные сл. в., и $\nu_n \xrightarrow{P} \infty$ при $n \rightarrow \infty$, то

$$\xi_{\nu_n} \xrightarrow{P} \xi \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

Доказательство. Пусть $\varepsilon > 0$, $\delta > 0$ — произвольные числа. Из условия леммы следует, что есть такие n_0 и n_1 , что для всех $n > n_0$

$$P\{|\xi_n - \xi| > \varepsilon\} < \frac{\delta}{2}; \quad P\{v_n > n_0\} > 1 - \frac{\delta}{2}; \quad n > n_1.$$

Теперь очевидно, что при всех $n > n_1$

$$P\{|\xi_{v_n} - \xi| \geq \varepsilon\} = P\{|\xi_{v_n} - \xi| \geq \varepsilon, v_n > n_0\} + P\{|\xi_{v_n} - \xi| \geq \varepsilon, v_n \leq n_0\}$$

$$P\{|\xi_{v_n} - \xi| \geq \varepsilon \text{ для всех } n > n_0\} + P\{v_n \leq n_0\} \leq \frac{\delta}{2} + \frac{\delta}{2}.$$

Лемма следует из полученного неравенства ввиду произвольности ε и δ

Лемма 4. Если $v_n^{(1)} \xrightarrow{p} \infty$, $v_n^{(2)} \xrightarrow{p} \infty$ и последовательности $\{v_n^{(1)}\}$ и $\{v_n^{(2)}\}$ независимы, то

$$v_n = \min\{v_n^{(1)}, v_n^{(2)}\} \xrightarrow{p} \infty.$$

Доказательство. Пусть $\delta > 0$ и $N > 0$ любые числа. Из условия следует, что существует такое n_0 , что для всех $n > n_0$

$$P\{v_n^{(1)} > N\} \geq 1 - \frac{\delta}{2}, \quad P\{v_n^{(2)} > N\} \geq 1 - \frac{\delta}{2}.$$

Тогда при $n > n_0$

$$P\{v_n > N\} = P\{v_n^{(1)} > N\} \cdot P\{v_n^{(2)} > N\} \geq \left(1 - \frac{\delta}{2}\right)^2 > 1 - \delta.$$

Лемма доказана.

4. Доказательство теоремы. Пусть v_1 — целочисленная сл. в. с распределением

$$P\{v_1 = k\} = q_k \prod_{i=0}^{k-1} (1 - q_i), \quad k = 0, 1, 2, \dots; \quad q_0 = 0$$

и v_2 — целочисленная сл. в. с распределением

$$P\{v_2 = k\} = (1 - \alpha)^{k-1} \cdot \alpha.$$

Ясно, что v_1 представляет число переключений переключателя до первого его отказа; v_2 — число шагов до момента, когда впервые ремонт продлится дольше времени работы основного элемента. Положим $v = \max\{v_1 + 1, v_2\}$ — число замен „основной — резервный элемент и наоборот“. Время „жизни“ системы удовлетворяет неравенствам:

$$\xi_1 + \xi_1 + \dots + \xi_n \leq \tau < \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1},$$

где ξ_k — время жизни рабочего элемента после $(k-1)$ -го переключения
Отсюда получаем следующие соотношения между событиями

$$(3) \quad \{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n \geq x\} \subset \{\tau \geq x\} \subset \{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_{n+1} \geq x\}.$$

Однако $\{\xi_n\}$ — последовательность независимых, одинаково распределенных сл. в. с конечным математическим ожиданием T_1 , следовательно для них выполняется закон больших чисел

$$(4) \quad \frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n} \xrightarrow{p} 1 \quad \text{при } n \rightarrow \infty.$$

Пусть $G(t)$ и q_k меняются так, что $\alpha \rightarrow 0$ и $\max_k q_k \rightarrow 0$.
Тогда для любого $A > 0$

$$\begin{aligned} P\{v_1 > A\} &= 1 - P\{v_1 \leq A\} \\ &= 1 - \sum_{k \leq A} q_{k+1} \prod_{i=0}^k (1 - q_i) \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} 1 - \sum_{k \leq A} q_k \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} 1, \end{aligned}$$

и аналогично $P\{v_2 > A\} \rightarrow 1$. Следовательно, при сделанных нами предположений, $v_1 \xrightarrow{p} \infty$ и $v_2 \xrightarrow{p} \infty$, и согласно лемме 4 v тоже стремится по вероятности к бесконечности. Из последнего и из (4), по лемме 3 выводим, что

$$(5) \quad \frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n + \delta}{v + \delta} \xrightarrow{p} 1, \quad \text{где } \delta = 0, 1.$$

Далее, ввиду независимости v_1 и v_2 можем писать

$$\begin{aligned} (6) \quad P\{\alpha v \geq x\} &= P\left\{v_1 \geq \frac{x}{\alpha}\right\} \cdot P\left\{v_2 \geq \frac{x}{\alpha}\right\} \\ &= (1 - \alpha)^{\left[\frac{x}{\alpha}\right]} \cdot \prod_{i=1}^{\left[\frac{x}{\alpha}\right]} (1 - q_i). \end{aligned}$$

Однако

$$(7) \quad (1 - \alpha)^{\left[\frac{x}{\alpha}\right]} = (1 - \alpha)^{\frac{x}{\alpha}} \cdot (1 - \alpha)^{\left[\frac{x}{\alpha}\right] - \frac{x}{\alpha}} \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} e^{-x}.$$

Если $q = \max_k q_k \rightarrow 0$, то при любом k

$$\ln(1 - q_k) = -q_k + O(q_k^2).$$

Поэтому

$$(8) \quad \ln \prod_{i=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} (1 - q_k) = \sum_{k=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} \ln(1 - q_k) = - \sum_{k=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} q_k + \sum_{k=0}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} O(q_k^2).$$

Но

$$\sum_{k=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} O(q_k^2) = q \cdot O\left(\sum_{k=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} q_k \right) \rightarrow 0 \text{ при } \alpha \rightarrow 0.$$

Отсюда, из (8) и из (1) следует, что

$$(9) \quad \prod_{k=1}^{\left[\frac{x}{\alpha} \right]} (1 - q_k) \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} e^{-Q(x)}.$$

Из (6), (7), (9) легко вывести, что

$$(10) \quad P\{\alpha v \geq x\} \xrightarrow{\alpha \rightarrow 0} e^{-x - Q(x)}.$$

По лемме 1 $\lim_{\alpha \rightarrow 0} P\{\alpha(v+1) \geq x\} = \lim_{\alpha \rightarrow 0} P\{\alpha v \geq x\} = e^{-x - Q(x)}$.

Теперь из (3) находим

$$P\left\{ \frac{\xi_1 + \dots + \xi_v}{v T_1} \cdot \alpha v \geq \frac{x}{T_1} \right\} \leq P\{\alpha \tau \geq x\} \leq P\left\{ \frac{\xi_1 + \dots + \xi_{v+1}}{(v+1) T_1} \cdot \alpha(v+1) \geq \frac{x}{T_1} \right\}.$$

Отсюда, ввиду (10) и (5), применив лемму 2, получаем (2). Теорема доказана.

Результаты теоремы можно записать в форме, несколько удобнее для практики:

$$(11) \quad P\{\tau > x\} \sim e^{-\frac{\alpha x}{T_1} - Q\left(\frac{\alpha x}{T_1}\right)},$$

где функция $Q(x)$ определена условием теоремы. Эту формулу надо читать так: надежность системы при быстром ремонте и равномерно малыми вероятностями отказа переключателя, асимптотически равна правой части (11).

В [3] А. Д. Соловьев нашел условия, которые более удобные для практических применений, чем условие $\alpha \rightarrow 0$.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гнеденко Б. В., Беляев, Ю. К., Соловьев, А. Д.: Математические методы теории надежности, Москва, 1965.
2. Феллер, В.: Введение в теорию вероятностей и ее приложения, т. 2. Москва, 1968.
3. Соловьев, А. Д.: Резервирование с быстрым восстановлением. Изв. АН СССР, Техн. киб., № 1, 1970.

Постыпила на 14. XI. 1971 г.

ON A DUPLICATION SYSTEM WITH RENEWAL AND TRANSMISSIONS

B. N. Dimitrov and Vl. A. Zaicev

(SUMMARY)

We consider a system consisting of two elements — one of them in operation, the other not. If the working element fails the reserve one takes its functions and the first one is sent for a renewal. After the renewal the element stays in reserve. The k -th transmission from one element to the other may be unsuccessful with a probability q_k . The system fails either when the transmission is unsuccessful or the renewal process time overrates the life-time of the operating element. Let T_1 be the average life-time of the element, $\alpha = \text{Prob. \{the renewal time is longer than the life time\}}$. It is shown that if $\max_{k \rightarrow \infty} q_k \rightarrow 0$ when $\alpha \rightarrow 0$ and for

$\sum_{k=1}^{\lfloor x/a \rfloor} q_k \rightarrow Q(x)$, then the time τ for the first failure of the system is asymptotically exponentially distributed, i. e.

$$R(t) = P\{\tau > t\} \sim e^{-\frac{\alpha t}{T_1} - Q\left(\frac{\alpha t}{T_1}\right)}.$$