

НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ НАДЕЖНОСТИ ОДНОРОДНЫХ
УНИВЕРСАЛЬНЫХ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ

В.Г. Хорошевский

Рассматриваются основные характеристики надежности как элементарной машины (ЭМ), так и однородной универсальной вычислительной системы (УВС) [1] с резервом и восстановлением. В качестве примера приведены характеристики надежности для машины "Минск-2" и УВС "Минск-222" [2] и [3].

§ 1. Надежность элементарной машины
универсальной вычислительной
системы

Под надежностью некоторого устройства понимают способность его выполнять заданные функции в определенных условиях и в определенном промежутке времени. [4].

1⁰. Функцией надежности называется

$$\gamma(t) = P\{\xi > t\},$$

где ξ - случайная величина, обозначающая момент возникновения первого отказа в работе устройства при заданных условиях эксплуатации;

$P\{\xi > t\}$ - вероятность появления события $\xi > t$, при котором первый отказ произойдет вне промежутка времени $(0, t]$.

Функция $\tau(t)$ обладает следующими свойствами:

1. $\tau(0) = 1$;
2. $\tau(+\infty) = 0$;
3. $\tau(t_2) \leq \tau(t_1)$ для $t_1 \leq t_2$, т.е. $\tau(t)$ - невозрастающая функция;
4. $\tau(t)$ может иметь не более чем счетное множество скачков;
5. $\tau(t)$ непрерывна справа при $t > 0$, т.е.

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \tau(t + \delta) = \tau(t + 0).$$

$$\delta > 0$$

Функцией ненадежности некоторого устройства называется

$$Q(t) = 1 - \tau(t) = P\{0 < \xi \leq t\},$$

где $0 < \xi \leq t$ - событие, при котором первый отказ в работе устройства произойдет в промежутке времени $(0, t]$.

$Q(t)$ обладает следующими свойствами:

1. $Q(0) = 0$;
2. $Q(+\infty) = 1$;
3. $Q(t_2) \leq Q(t_1)$ для $t_1 \leq t_2$, т.е. $Q(t)$ - убывающая функция;
4. $Q(t)$ может иметь не более чем счетное множество скачков;
5. $Q(t)$ непрерывна справа при $t > 0$.

Для практического определения $Q(t)$ пользуются формулой:

$$Q(t) \approx \tilde{Q}(t) = \frac{\pi(t)}{N_0},$$

где N_0 - число устройств в начале испытаний,
 $\pi(t)$ - число отказавших устройств в промежутке времени $(0, t]$.

2°. Частотой отказов называется

$$q(t) = \frac{dQ(t)}{dt} = - \frac{d\tau(t)}{dt}.$$

Для практического определения $q(t)$ пользуются формулой:

$$q(t) \approx \tilde{q}(t) = \frac{n(t)}{N_0 \Delta t},$$

где $n(t)$ - число отказавших устройств в промежутке времени $(t, t + \Delta t]$.

3°. Среднее время исправной работы выражается формулой:

$$Mt = \int_0^{\infty} t dQ(t) = - \int_0^{\infty} t d\tau(t) = \int_0^{\infty} \tau(t) dt = \int_0^{\infty} t q(t) dt.$$

Mt практически вычисляется по формуле:

$$Mt \approx \tilde{Mt} = \frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} t_i,$$

где t_i - время исправной работы i устройства.

4°. Интенсивностью отказов (лямбда - характеристикой) называется функция

$$\lambda(t) = \frac{Q'(t)}{1 - Q(t)} = - \frac{\tau'(t)}{\tau(t)} = \frac{q(t)}{\tau(t)}. \quad (1)$$

На практике для определения $\lambda(t)$ пользуются формулой

$$\lambda(t) \approx \tilde{\lambda}(t) = \frac{n(t)}{N(t) \Delta t}.$$

Здесь

$$N(t) = \frac{N + N'}{2},$$

где N - число исправно работающих устройств в момент времени t ;

N' - число исправно работающих устройств в момент времени $t + \Delta t$.

Если выражение (I) проинтегрировать в пределах от 0 до t , то получим, что

$$z(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau},$$

а при $\lambda = \text{const}$,

$$z(t) = e^{-\lambda t}.$$

Из определения Mt следует, что

$$Mt = \int_0^\infty z(t) dt; \quad Mt/\lambda = \text{const} = \int_0^\infty e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}.$$

Таким образом, при $\lambda = \text{const}$ функция надежности равна

$$z(t) = e^{-\lambda t} = e^{-\frac{t}{Mt}}.$$

5°. Функцией восстановимости некоторого устройства называется

$$u(t) = P\{0 < \eta \leq t\},$$

где η - случайная величина, являющаяся моментом восстановления отказавшего устройства.

$u(t)$ - обладает следующими свойствами:

1. $u(0) = 0$;
2. $u(+\infty) = 1$;
3. $u(t_1) \leq u(t_2)$ для $t_1 \leq t_2$;
4. $u(t)$ может иметь не более чем счетное множество скачков;
5. $u(t)$ непрерывна слева при $t > 0$.

Функцией невозстановимости некоторого устройства называется

$$v(t) = 1 - u(t) = P\{\eta > t\}.$$

Для практического определения $u(t)$ можно пользоваться формулой

$$u(t) \approx \tilde{u}(t) = \frac{m(t)}{M_0},$$

где M_0 - число отказавших устройств в начале восстановления,

$m(t)$ - число восстановленных устройств в промежутке времени $(0, t]$.

По аналогии с $q(t)$, Mt , $\lambda(t)$ можно ввести частоту восстановлений, среднее время восстановления $\bar{t}$, интенсивность восстановлений $\mu(t)$.

6°. Формулы оценок надежности проверялись на практическом материале для электронной вычислительной машины (ЭВМ) "Минск-2". Были получены следующие результаты:

Статистические значения $\tilde{Q}(t)$ для некоторых t приведены на рис.1. (Они обозначены - "+"). Эти значения хорошо совпадают со значениями функции $Q(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ для $\lambda = 0,024 \frac{1}{24}$.

На этом же рисунке приведены кривая $\tilde{Q}^*(t) = 1 - e^{-\lambda^* t}$ для $\lambda^* = 0,0084 \frac{1}{24}$

и значения $\tilde{Q}^*(t) = \pi^*(t)/N_0$, где $\pi^*(t)$ - число отказавших ЭВМ в промежутке времени $(0, t]$, причем ЭВМ считалась отказавшей лишь только тогда, когда отказывало хотя бы одно из следующих устройств: арифметическое устройство (АУ), устройство управления (УУ), магнитное оперативное запоминающее устройство (МОЗУ).

Некоторые статистические значения $\tilde{q}(t)$ приведены на рис.2. Здесь же изображена кривая $q(t) = \lambda e^{-\lambda t}$. $Mt = 42$ час. $Mt = 41,7$ час. Если считать ЭВМ отказавшей только тогда, когда отказывало хотя бы одно из устройств: АУ, УУ, МОЗУ, то $Mt^* = 120$ час, а $Mt^* = 119$ час.

$$Mt = 41,7 \text{ час} = \frac{1}{0,024 \text{ 1/час}} = \frac{1}{\lambda};$$

$$Mt^* = 119 \text{ час} = \frac{1}{0,0084 \text{ 1/час}} = \frac{1}{\lambda^*}.$$

Значения $u(t)$ приведены на рис.3. Кривая $u(t) = 1 - e^{-\mu t}$ для $\mu = 0,7 \frac{1}{\text{час}}$ также приведена на рис.3.

$$\bar{t} = 1 \text{ час } 26 \text{ мин.} = \frac{1}{0,7 \text{ 1/час}} = \frac{1}{\mu}.$$

Для оценки согласованности $\tilde{Q}(t)$, $\tilde{Q}^*(t)$, $\tilde{u}(t)$ соответственно с $Q(t)$, $Q^*(t)$, $u(t)$ для ЭВМ "Минск-2" был использован критерий χ^2 Пирсона [5]. Было установлено, что для ЭВМ "Минск-2" гипотеза об экспоненциальном законе распределения

времени исправной работы и времени восстановления не противоречит опытным данным.

Отметим, что аналогичный вывод для ЭВМ "Урал-1" и "БЭСМ-2" сделан в работах [6], [7].

§ 2. Надежность универсальных вычислительных систем с резервом и восстановлением

1°. Для системы устройств с резервом и восстановлением интерес представляют функции: готовности, надежности и восстановимости.

Функцией готовности системы [8] называется

$$S(t) = P\{A(t)\},$$

где $P\{A(t)\}$ - вероятность события $A(t)$, а $A(t)$ есть событие, состоящее в том, что в момент времени t система исправна. $S = \lim_{t \rightarrow \infty} S(t)$ называется коэффициентом готовности.

Функцией надежности системы называется

$$R(t) = P\{\xi > t\},$$

где $P\{\xi > t\}$ - вероятность события $\xi > t$, а ξ есть момент возникновения первого отказа всей системы при заданных условиях её эксплуатации.

Функцией восстановимости системы называется

$$U(t) = P\{0 < \eta \leq t\},$$

где $P\{0 < \eta \leq t\}$ есть вероятность события $0 < \eta \leq t$, а η есть момент восстановления отказавшей системы.

Имеется общий подход к расчету надежности системы устройств [8], [9], [10], суть которого заключается в следующем.

Задается пространство E состояний $\varepsilon(t)$ данной системы, различающихся с точки зрения исправности устройств. Поскольку в системе отказы устройств и их восстановления происходят в случайные моменты времени, то $\varepsilon(t)$ является случайным процессом.

На пространстве E задается некоторая функция $w(\varepsilon)$.

Эта функция принимает действительные значения и характеризует в определенном смысле производительность системы, находящейся в состоянии $\varepsilon \in E$. Функция $w(\varepsilon)$ называется функцией эффективности.

Если предположить, что распределение вероятностей состояний системы $F(\varepsilon)$ известно, то математическое ожидание $w(\varepsilon)$ равно

$$\bar{w} = M w(\varepsilon) = \int_E w(\varepsilon) dF(\varepsilon).$$

$\bar{w}$ называется оперативной эффективностью, или эффективностью функционирования системы [8].

Задав функцию эффективности следующим образом:

$w(\varepsilon) = 1$, если система в момент времени t находится в исправном состоянии, т.е. $\varepsilon(t) \in E_1$, а $E_1 \subset E$ является подмножеством состояний, когда система считается исправной;

$w(\varepsilon) = 0$, если система в момент времени t находится в состоянии отказа, т.е. $\varepsilon(t) \in E_2$, $E_2 \subset E$ является подмножеством состояний, когда система считается отказавшей, причем $E_1 \cup E_2 = E$,

получим, что

$$\bar{w} = S(t) = P\{w(\varepsilon(t)) = 1\}.$$

Пусть функция эффективности есть функция от γ , т.е. $w(\gamma)$, где γ является переходом из состояния ε_1 в состояние ε_2 . ε_1 и ε_2 - любые два состояния из E , причем не исключено, что $\varepsilon_1 = \varepsilon_2$.

Если предположить, что распределение вероятностей переходов системы $F(\gamma)$ известно, то математическое ожидание $w(\gamma)$ равно

$$\bar{w} = M w(\gamma) = \int_{\Gamma} w(\gamma) dF(\gamma),$$

где Γ - множество переходов γ системы.

Пусть

$w(\gamma) = 1$, если в промежутке $(0, t]$ система ни разу не войдет в состояние отказа, т.е. когда $\varepsilon_1(\theta), \varepsilon_2(\theta) \in E_1$ для $0 < \theta \leq t$;

$W(\gamma) = 0$, если в промежутке $(0, t]$ система хотя бы раз побывает в состоянии отказа, т.е. хотя бы одно из значений $\varepsilon_2(\theta) \in E_2$ для $0 < \theta \leq t$,

то величина $\bar{W}$ совпадает с $R(t)$.

Наконец, при

$W(\gamma) = 1$, если отказавшая система в промежутке $(0, t]$ ни разу не войдет в исправное состояние, т.е. когда $\varepsilon_1(\theta), \varepsilon_2(\theta) \in E_2$ для $0 < \theta \leq t$;

$W(\gamma) = 0$, если отказавшая система в промежутке $(0, t]$ хотя бы раз войдет в исправное состояние, т.е. хотя бы одно из значений $\varepsilon_2(\theta) \in E_1$ для $0 < \theta \leq t$

величина $\bar{W}$ будет совпадать с функцией невозстановимости системы $V(t) = 1 - U(t)$.

2°. Пусть УВС состоит из N ЭМ [I], причем n машин относятся к основным, а $N - n$ машин образуют горячий резерв [II]. Отказавшая ЭМ восстанавливается в ремонтирующем устройстве.

Требуется найти оценки для функций: готовности, надежности, восстановимости.

В дальнейшем будем предполагать, что время восстановления распределено по экспоненциальному закону, т.е. вероятность того, что ЭМ за время t не будет восстановлена, равна

$$v(t) = e^{-\mu t}.$$

Будем предполагать, что поток отказов, появляющихся в любой машине, является пуассоновским, т.е. вероятность появления k отказов за время t равна

$$\pi_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

и не зависит от потока отказов в других машинах. Таким образом, предполагается, что поток отказов в каждой машине является простейшим [I2].

Пространство состояний для УВС $E = \{0, 1, 2, \dots, N\}$.

Пусть $\varepsilon(t)$ означает число исправных ЭМ в системе в момент времени t . Естественно считать, что система исправна в момент времени t , если $\varepsilon(t)$ принимает одно из значений $\{n, n+1, \dots, N\}$. $\varepsilon(t)$ - случайный марковский процесс [I2]

3°. Если $P_k(t)$ - вероятность того, что УВС в момент времени t находится в состоянии k , т.е. $\varepsilon(t) = k$, то

Функция готовности системы равна

$$S(t) = \sum_{k=n}^N P_k(t).$$

Наиболее просто находится коэффициент готовности

$$S = \lim_{t \rightarrow \infty} S(t).$$

Согласно теореме Маркова [I2], для любого k ($0 \leq k \leq N$) существует предел

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_k(t) = P_k.$$

Тогда коэффициент готовности

$$S = \sum_{k=n}^N P_k.$$

Заметим, что S является также средним относительным временем пребывания системы в исправном состоянии. Это следует из того, что P_k является средним относительным временем пребывания системы в состоянии k [I2].

Для определения величин P_k воспользуемся методом Эрланга [I2].

Случай I. Имеется одно восстанавливающее устройство, функция надежного которого тождественно равна 1, и ремонт производится в порядке очередности.

Обозначим через τ промежуток времени бесконечно малой длины, $O(\tau)$ - всякую бесконечно малую порядка выше τ . Знак $\approx$ между двумя величинами будем употреблять тогда, когда их разность есть величина вида $O(\tau)$.

Поскольку $\varepsilon(t)$ - марковский случайный процесс, то вероятность появления по меньшей мере одного отказа в ЭМ за промежуток τ есть величина $\approx \lambda \tau$, а вероятность появления более одного отказа - величина вида $O(\tau)$. Очевидно, что вероятность появления одного отказа в k машинах за промежуток времени τ есть величина $\approx k \lambda \tau$.

С другой стороны, если в данный момент ЭМ неисправна, то вероятность того, что ЭМ будет неисправна еще не менее τ единиц времени, равна $e^{-\mu \tau}$, а вероятность того, что ЭМ за время τ будет восстановлена, равна $1 - e^{-\mu \tau} \approx \mu \tau$.

Обозначим через $P_{ik}(\tau)$ вероятность того, что система, находящаяся в некоторый момент времени t в состоянии $\varepsilon(t) = i$, перейдет по истечении времени τ в состояние $\varepsilon(t+\tau) = k$.

Найдем асимптотические выражения для данных вероятностей

при $\tau \rightarrow 0$.

Очевидно, что $P_{ik}(\tau) \approx 0$ при $|i-k| > 1$;

$P_{k,k+1}(\tau) \approx \mu\tau$ при $0 \leq k < N$;

$P_{k,k-1}(\tau) \approx \lambda\tau$ при $0 < k \leq N$.

Откуда следует, что

$$P_{kk}(\tau) \approx 1 - P_{k,k+1}(\tau) - P_{k,k-1}(\tau), \quad 0 \leq k \leq N,$$

или

$$P_{00}(\tau) \approx 1 - \mu\tau;$$

$$P_{kk}(\tau) \approx 1 - \mu\tau - \lambda\tau, \quad 1 \leq k \leq N-1;$$

$$P_{NN}(\tau) \approx 1 - \lambda\tau.$$

Для марковского процесса

$$P_k(t+\tau) = \sum_{i=0}^N P_i(t) \cdot P_{ik}(\tau) \quad (2)$$

при $t \gg 0$.

Подставляя в (2) асимптотические оценки для $P_{ik}(\tau)$ ($i, k = 0, 1, 2, \dots, N$) и переходя к пределу при $\tau \rightarrow 0$ ($t = \text{const}$), получаем

$$\left. \begin{aligned} P'_0(t) &= -\mu P_0(t) + \lambda P_1(t); \\ P'_k(t) &= \mu P_{k-1}(t) - (\mu + \lambda) P_k(t) + \lambda P_{k+1}(t), \quad 0 < k < N; \\ P'_N(t) &= \mu P_{N-1}(t) - \lambda P_N(t). \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Система $N+1$ уравнений (3) с $N+1$ неизвестными функциями $P_k(t)$ ($k = 0, 1, 2, \dots, N$) является системой Эрланга.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P'_k(t) = 0.$$

Тогда в стационарном (установившемся) режиме получается следующая система уравнений:

$$\left. \begin{aligned} -\mu P_0 + \lambda P_1 &= 0; \\ \mu P_{k-1} - (\mu + \lambda) P_k + \lambda P_{k+1}, & \quad 0 < k < N; \\ \mu P_{N-1} - \lambda P_N &= 0. \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Кроме того, справедливо нормировочное условие

$$\sum_{k=0}^N P_k = 1.$$

Если обозначить $\mu P_{k-1} - \lambda P_k = Z_k$, $1 \leq k \leq N$, то систему (4) можно записать в виде:

$$Z_1 = 0; \quad Z_k - Z_{k+1} = 0, \quad 0 < k < N, \quad Z_N = 0,$$

откуда

$$Z_k = 0,$$

$$P_k = \frac{1}{k} \frac{\mu}{\lambda} P_{k-1} = \frac{1}{k} \alpha P_{k-1}, \quad 1 \leq k \leq N,$$

где $\alpha = \mu/\lambda$ и, следовательно,

$$P_k = \frac{\alpha^k}{k!} P_0 = \frac{\alpha^k}{k!} \left[\sum_{\ell=0}^N \frac{\alpha^\ell}{\ell!} \right]^{-1},$$

что следует из условия нормировки.

Если перейти к пределу при $N \rightarrow \infty$, то получим

$$P_k = \frac{\alpha^k}{k!} e^{-\alpha},$$

т.е. распределение Пуассона.

Следовательно, коэффициент готовности равен

$$S = \sum_{k=0}^N \frac{\alpha^k}{k!} \left[\sum_{\ell=0}^N \frac{\alpha^\ell}{\ell!} \right]^{-1}.$$

Случай 2. Имеется N одинаковых восстанавливающих устройств, причем функция надежности каждого тождественно равна 1. Каждая отказавшая ЭМ восстанавливается в своем восстанавливаемом устройстве независимо от других машин системы.

Аналогичные рассуждения, как и в случае 1, для стационарного режима приводят к следующей системе уравнений:

$$\left. \begin{aligned} -\mu P_0 + \lambda P_1 &= 0; \\ [N-(k-1)]\mu P_{k-1} - [(N-k)\mu + \lambda]P_k + (k+1)\lambda P_{k+1} &= 0, \\ \mu P_{N-1} - \lambda P_N &= 0. \end{aligned} \right\} \quad \begin{matrix} 0 < k < N; \\ (5) \end{matrix}$$

Кроме того, имеет место условие нормировки

$$\sum_{k=0}^N P_k = 1.$$

Решив систему (5) с учетом условия нормировки, получим, что

$$P_k = \binom{N}{k} \alpha^k \left[\sum_{\ell=0}^N \binom{N}{\ell} \alpha^\ell \right] = \binom{N}{k} \frac{\alpha^k}{(1+\alpha)^N}.$$

Следовательно, коэффициент готовности для случая 2 равен

$$S = 1 - \frac{1}{(1+\alpha)^{N-n+1}}.$$

4°. Обозначим через $P_k\{\xi > t\}$ условную вероятность события $\xi > t$, предполагая, что система находится в состоянии $k \in E$.

Из определения функции надежности и по формуле полной вероятности получаем

$$R(t) = P\{\xi > t\} = \sum_{k=0}^N P_k P_k\{\xi > t\},$$

или, $R(t) = \sum_{k=n}^N P_k P_k\{\xi > t\}$, так как считается, что $P_k\{\xi > t\} = 0$ при $k < n$ и $t \geq 0$.

Величины P_k известны. Остается определить величины $P_k\{\xi > t\}$ для $n \leq k \leq N$.

Пусть $\Pi_z(t)$ ($z = 0, 1, \dots, k-n$) есть вероятность того, что за время t произойдет ровно z отказов, тогда оценка $\tilde{P}_k\{\xi > t\}$ для $P_k\{\xi > t\}$ равна

$$\tilde{P}_k\{\xi > t\} = \sum_{z=0}^{k-n} \Pi_z(t) \quad (n \leq k \leq N).$$

Вероятность того, что в k машинах произойдет ровно z отказов равна

$$\Pi_z(t) = \frac{(\mu t)^z}{z!} e^{-\mu t}, \quad 0 \leq z \leq k-n.$$

Тогда оценка $\tilde{R}(t)$ для функции надежности системы $R(t)$ равна

$$\tilde{R}(t) = \tilde{P}\{\xi > t\} = \sum_{k=n}^N P_k e^{-\kappa \lambda t} \sum_{z=0}^{k-n} \frac{(\kappa \lambda t)^z}{z!}.$$

Случай 1.

$$\tilde{R}(t) = \sum_{k=n}^N \frac{\alpha^k}{k!} \sum_{z=0}^{k-n} \frac{(\kappa \lambda t)^z}{z!} e^{-\kappa \lambda t} \left[\sum_{\ell=0}^N \frac{\alpha^\ell}{\ell!} \right]^{-1}.$$

Случай 2.

$$\tilde{R}(t) = \sum_{k=n}^N \binom{N}{k} \alpha^k \sum_{z=0}^{k-n} \frac{(\kappa \lambda t)^z}{z!} e^{-\kappa \lambda t} (1+\alpha)^{-N}.$$

5°. Обозначим через $P_k\{\eta > t\}$ условную вероятность события $\eta > t$, предположив, что система находится в состоянии $k \in E$.

Из определения функции невосстановимости и из формулы полной вероятности получаем

$$V(t) = 1 - U(t) = P\{\eta > t\} = \sum_{k=0}^N P_k P_k\{\eta > t\}.$$

Поскольку считается, что $P_k\{\eta > t\} = 0$ при $t \geq 0$, $k = n, n+1, \dots, N$, то

$$V(t) = \sum_{k=0}^{n-1} P_k P_k\{\eta > t\}.$$

Необходимо найти величины $P_k\{\eta > t\}$ для $k = 0, 1, \dots, n-1$.

Пусть $U_z(t)$ ($z = 0, 1, 2, \dots, n-k-1$) есть вероятность того, что за время t произойдет ровно z восстановлений ЭМ, тогда оценкой $\tilde{V}(t)$ для $V(t)$ будет

$$\tilde{V}(t) = \tilde{P}\{\eta > t\} = \sum_{k=0}^{n-1} P_k \sum_{z=0}^{n-k-1} U_z(t).$$

Случай 1. Как уже отмечалось, вероятность того, что отказавшая ЭМ за время t не будет восстановлена, равна $U(t)$. Тогда $U_z(t) = \frac{(\mu t)^z}{z!} e^{-\mu t}$ ($z = 0, 1, 2, \dots, n-k-1$)

и, следовательно, оценка для функции невосстановимости U_{Σ} равна

$$\tilde{V}(t) = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\alpha^k}{k!} \sum_{\tau=0}^{n-k-1} \frac{(\mu t)^\tau}{\tau!} e^{-\mu t} \left[\sum_{\ell=0}^N \frac{\alpha^\ell}{\ell!} \right]^{-1}.$$

Случай 2. Вероятность того, что не произойдет ни одного восстановления за время t после того, как будет исправно лишь k ЭМ, равна $(e^{-\mu t})^{N-k} = e^{-(N-k)\mu t}$. Поэтому величины

$$U_{\Sigma}(t) = \frac{[(N-k)\mu t]^\tau}{\tau!} e^{-(N-k)\mu t},$$

где $\tau = 0, 1, 2, \dots, n-k-1$, а оценка для функции невосстановимости

$$\tilde{V}(t) = \sum_{k=0}^{n-1} \binom{N}{k} \alpha^k \sum_{\tau=0}^{n-k-1} \frac{[(N-k)\mu t]^\tau}{\tau!} e^{-(N-k)\mu t} \cdot (1+\alpha)^{-N}.$$

6°. Коэффициент готовности и оценки функций надежности и восстановимости были рассчитаны для УВС "Минск-222" при $N=10$.

Значения ρ_k для 1-го случая (имеется одно восстанавливающее устройство) приведены на рис.4 в виде точек, помеченных (x), а для 2-го случая (имеется 10 восстанавливающих устройств) приведены там же в виде точек, помеченных (·).

Для УВС "Минск-222" без резерва ($N=n=1$) были получены следующие результаты.

1) Коэффициент готовности для 1-го случая $S = 0,671$, а для 2-го случая $S = 0,712$.

2) Оценка $\tilde{R}(t)$ для 1-го случая приведена на рис.5 в виде кривой, на которой нанесены точки (x), а для 2-го случая - в виде кривой, на которой нанесены точки (·).

3) Оценка для функции восстановимости изображена на рис.6 кривой с точками (x) для 1-го случая и кривой с точками (·) для 2-го случая.

Для УВС "Минск-222" с резервом $N-n=2$ ($N=10, n=8$) были получены следующие результаты:

1) Коэффициент готовности для 1-го случая $S = 0,974$, а для 2-го - $S = 0,996$.

2) Оценки $\tilde{R}(t)$ для обоих случаев приведены на рис.7.

3) Оценки для функций восстановимости приведены на рис.8.

Из приведенных результатов видно, что N восстанавливающих устройств дают несущественный эффект по сравнению со случаем, когда имеется одно восстанавливающее устройство; резерв в системе "Минск-222" более чем из двух машин при $N=10$ неэффективен.

На рис.9 приведена зависимость от N коэффициента готовности для УВС "Минск-222" без резерва (функция $S(N)$).

ЛИТЕРАТУРА

1. Э.В. Евреинов, Ю.Г. Косарев. Однородные универсальные вычислительные системы. Новосибирск, "Наука", Сибирское отделение (в печати).
2. Э.В. Евреинов, Г.П. Лопато. Универсальная вычислительная система "Минск-222". (Данный сборник, стр.13-20).
3. Г.П. Лопато, А.И. Василевский, В.Я. Пыхтин, Б.А. Сидристый, В.Г. Хорошевский. Системное устройство элементарной машины вычислительной системы "Минск-222" (Данный сборник, стр. 35-68).
4. А.М. Половко. Основы теории надежности. М., "Наука", 1964.
5. Ван-дер-Варден. Математическая статистика. М., ИЛ, 1960.
6. Н.П. Загуменов, Г.Б. Коробкин, Г.Л. Пучков, О.В. Щербаков. Экспериментальное исследование потока отказов и закона восстановления ЦВМ. - Вопросы радиоэлектроники. Серия УП: Электронная вычислительная техника, 1964, вып.6, стр.8-11.
7. О.В. Щербаков. Математические вопросы оценки надежности цифровых вычислительных машин. - Кибернетику на службу коммунизму, М.-Л., "Энергия", 1964, т.2, стр. 218-227.
8. Б.Р. Левин, И.А. Ушаков. Некоторые аспекты современного состояния проблемы надежности. - Радиотехника, 1965, т.20, № 4, стр. 3-20.
9. Ю.К. Беляев. Линейчатые марковские процессы и их приложение к задачам теории надежности. - Труды VI Всесоюзного совещания по теории вероятностей и математической статистике 1960 года. Вильнюс. Гос. изд. политич. и научной лит. Литовской ССР, 1962, стр. 309-323.

10. Ю.К. Беляев, В.А. Волконский, Л.Х. Соколовский. Оценка надежности системы приборов с учетом резервирования и восстановления. - Вопросы радиоэлектроники. Серия УП: Электронная вычислительная техника, 1962, вып. I, стр. 3-20.
11. М.А. Сеница. Резервирование радиоэлектронной аппаратуры. - Радиоэлектронная промышленность, 1958, № 5, стр. 10-65.
12. А.Я. Хинчин. Работы по математической теории массового обслуживания. М., Физматгиз, 1963.

Поступила в редакцию
15.1.1966 г.

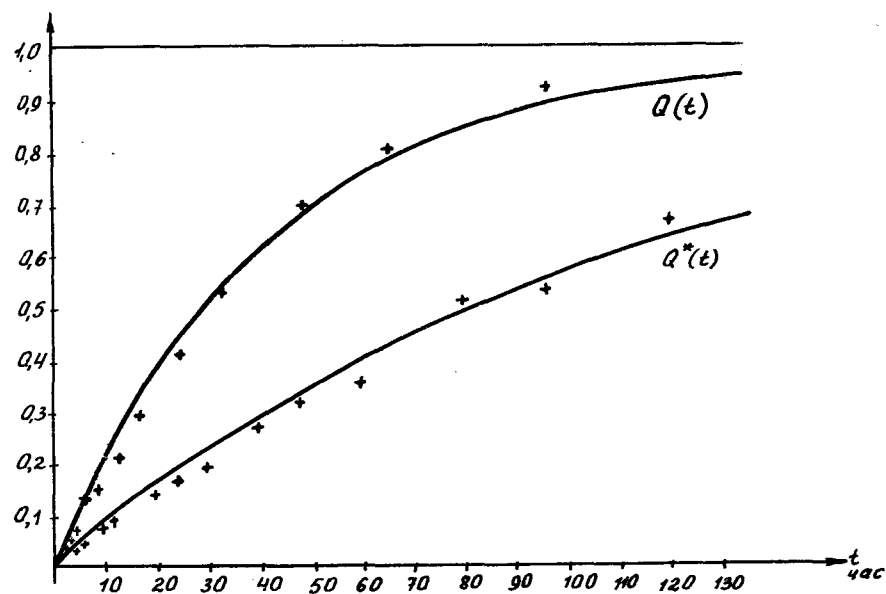


Рис. 1.

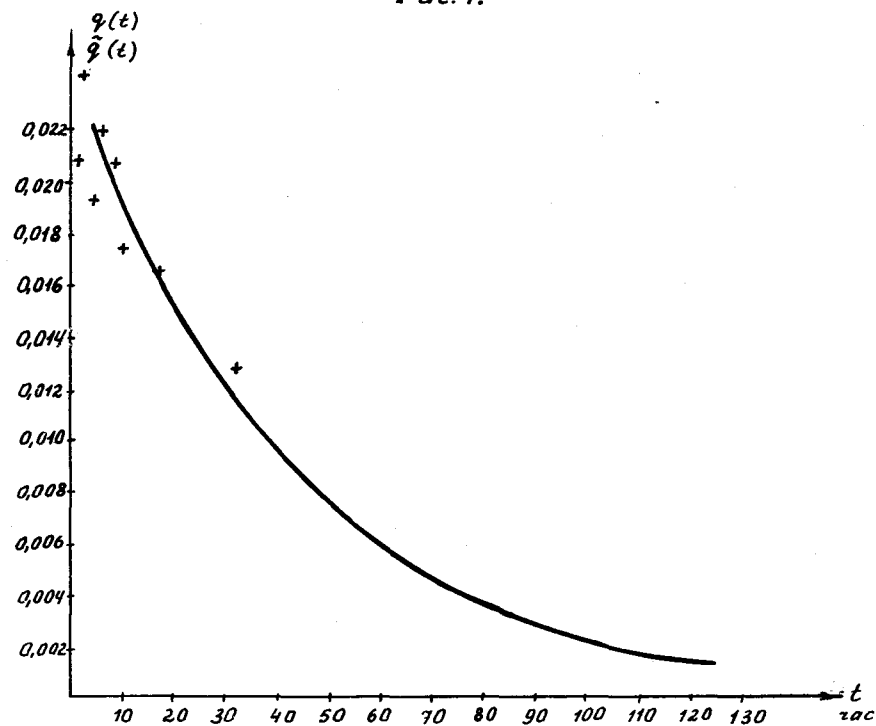


Рис. 2.

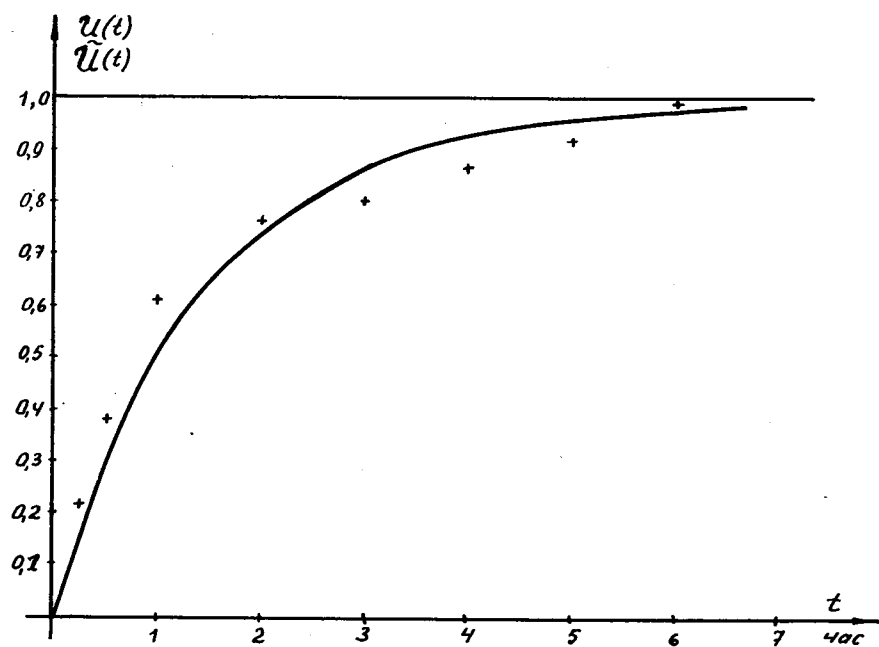


Рис. 3.

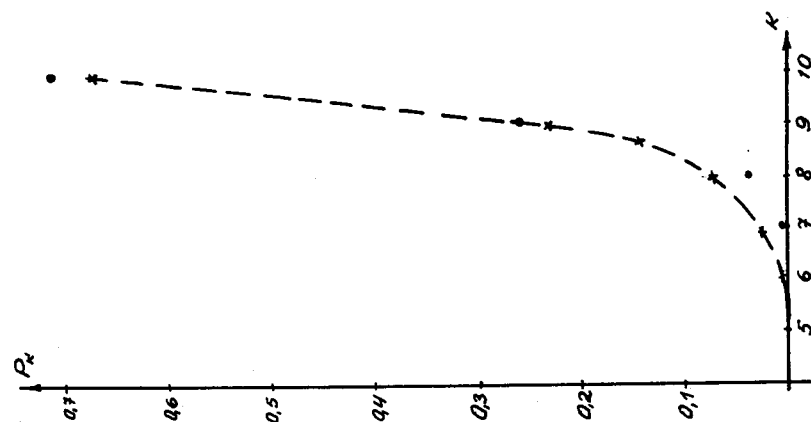


Рис. 4.

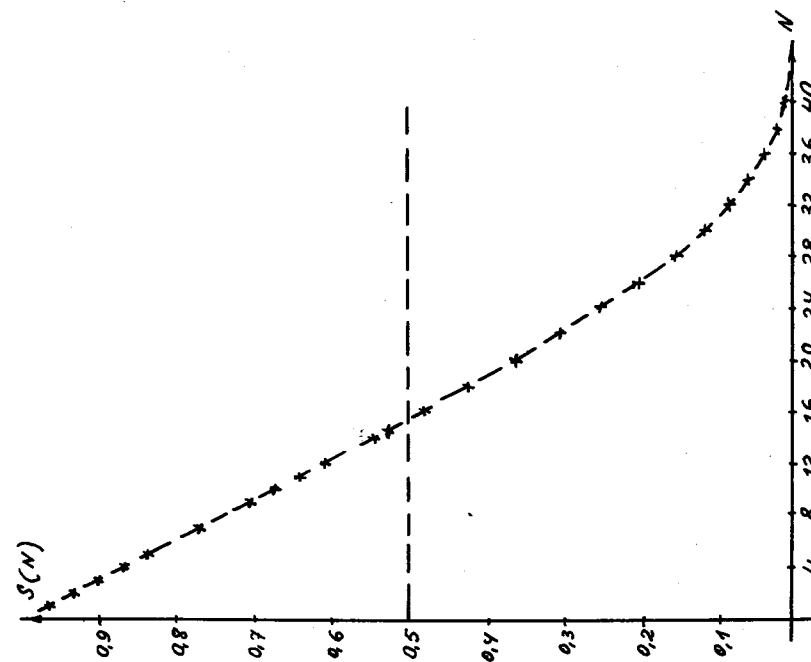


Рис. 5.

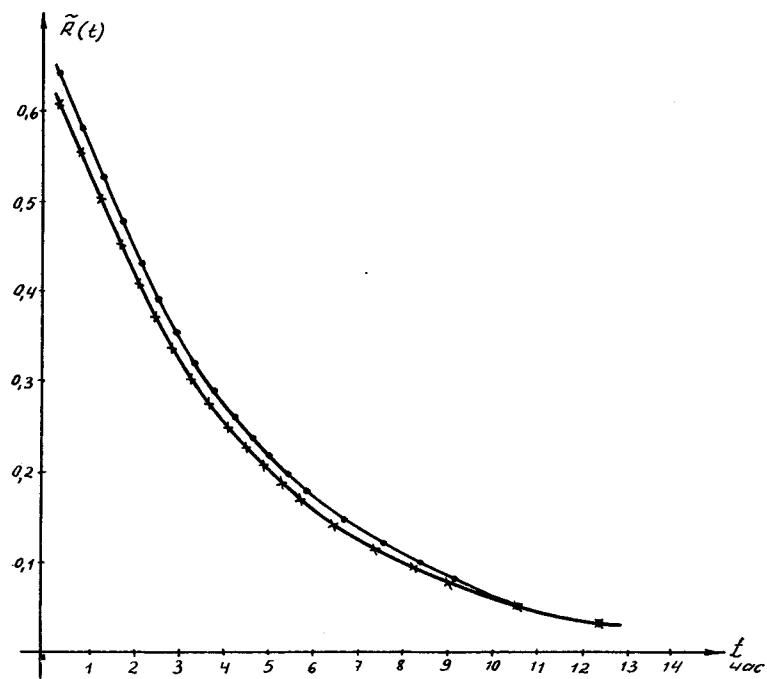


Рис. 5.

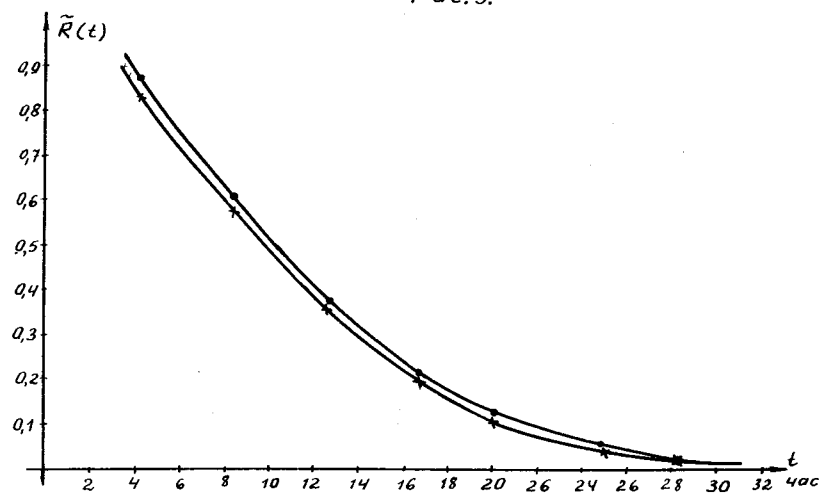


Рис. 7.

88

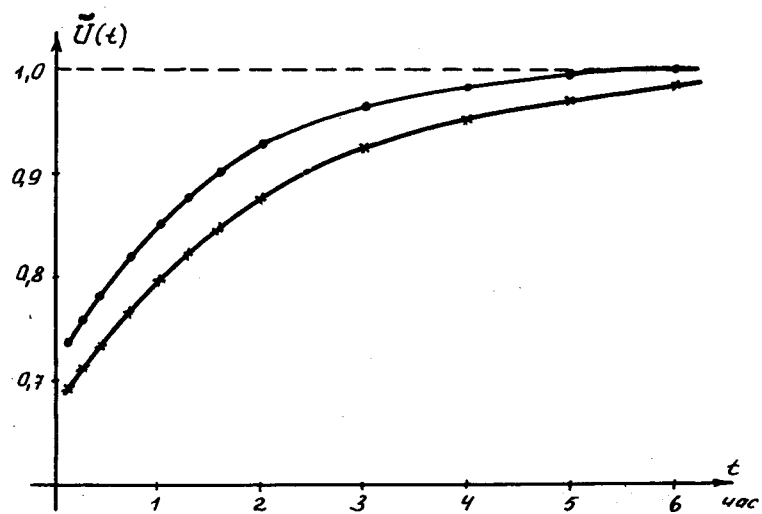


Рис. 6.

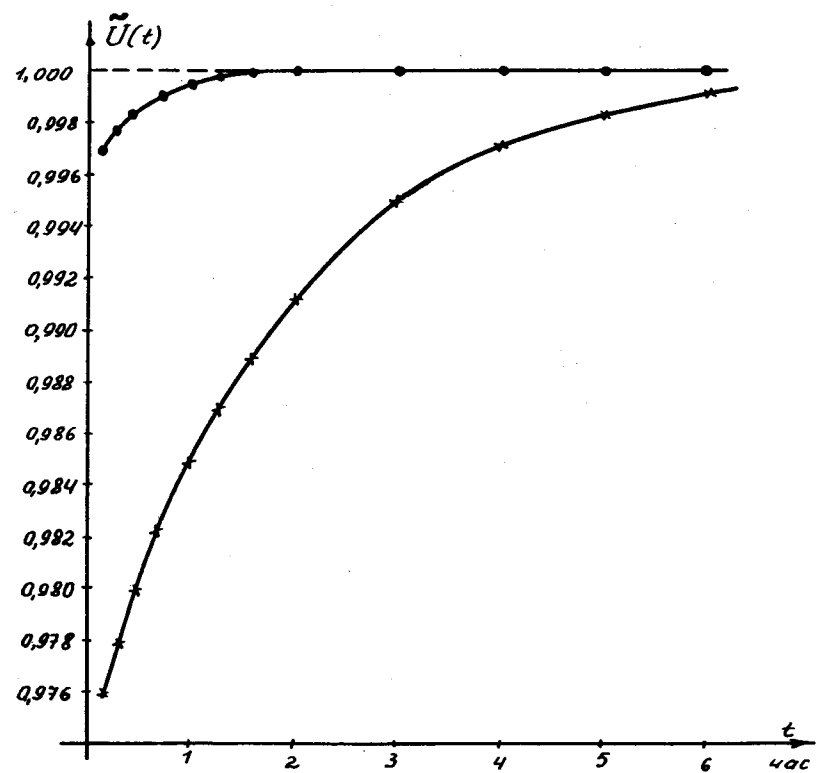


Рис. 8.