УДК 663.674:62-192:633.85

НАЗАРЕНКО С.А., *аспирант*
ПОЛУЯН Н.С., *аспирантка*
КУРОЧКИН В.Н., *доктор технических наук, профессор*

Азово-Черноморский инженерный институт – филиал федерального государственного бюджетного образовательного учреждения высшего образования «Донской государственный аграрный университет» в г. Зернограде

ЩЕРБАК Н.А., *кандидат технических наук, доцент*

Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Ростовский государственный университет путей сообщения»

ТЕОРЕТИЧЕСКОЕ ОБОСНОВАНИЕ ГИПОТЕЗЫ О ВЕРОЯТНОСТИ ПРОЦЕССА ВОССТАНОВЛЕНИЯ ОБОРУДОВАНИЯ ДЛЯ ПЕРЕРАБОТКИ СЕМЯН МАСЛИЧНЫХ КУЛЬТУР В ПОДСИСТЕМЕ ЕГО ТЕХНИЧЕСКОГО СЕРВИСА

Рассмотрены теоретические аспекты восстановления работоспособности технологического оборудования для переработки семян масличных культур в подсистеме технического сервиса, приведена гипотеза о вероятности его восстановления. На основе данного теоретического исследования рассчитаны параметры и режимы восстановления оборудования на предприятиях по переработке и производству масла из растительного сырья.
Ключевые слова:восстановление, маслодобывающее оборудование, надежность, сервис.

Под механизмом функционирования системы технического сервиса понимают закономерности происходящих в ней процессов восстановления работоспособности обслуживаемой системы и устранения отказов ее элементов.

Процессом восстановления называется последовательность независимых неотрицательных и одинаково распределенных величин $x_1, x_2, \dots x_i, \dots x_n$, которые неравны нулю с вероятностью, равной единице. Если F – распределение случайной величины x, и распределениеF_k представляет собой

$$S_k = x_1 + x_2 + \cdots + x_i + \cdots + x_k, \quad (1)$$

где *k* – краткая свертка распределения *F* [1], тогда

$$P[N(t) = n] = P[x_1 + \cdots + x_n \le t \text{ и } x_1 + \cdots + x_{n+1} > 1] = F^n(t) - F^{n+1}(t). \quad (2)$$

Для рассматриваемой системы сервиса значимым параметром является количество восстановлений$N(t)$на интервале $[0, t]$, при этом $N(t)$ – это максимальное значение величины *k*, для которой $S_k \le t$ при $N(t)=0$и$x_1 = t$[1].

Следовательно,

$$P[N(t) \ge n] = F^n(t). \quad (3)$$

Процесс$\{N(t); t \ge 0\}$оцессом восстановления. От вероятности количества отказов зависит необходимое количество запасных частей.

Для заданной вероятности необходимо найти такое наименьшее из всех возможных целых чисел N, чтобы выполнить условие

$$P[N_1(t_1) + N_2(t_2) + \cdots + N_n(t_n) \le N] \ge \alpha. \quad (4)$$

Известно, что функция восстановления*M(t)*определяется как математическое ожидание количества восстановлений на интервале времени [*0, t*]

$$M(t) = E[N(t)]. \quad (5)$$

Из (3) следует, что

$$M(t) = E[N(t)] = \sum_{k=1}^{\infty} kP[N(t) = k], \quad (6)$$

тогда

$$M(t) = \sum_{k=1}^{\infty} P^k(t). \quad (7)$$

Известно, что

$$P^{k+1}(t) = \int_0^t F^k(t-x)dF(x). \quad (8)$$

Тогда основное уравнение восстановления в соответствии с [1] для систем сервиса:

$$M(t) = F(t) + \sum_{k=1}^{\infty}[1 + M(t-1)]dF(x). \quad (9)$$

Если распределение *F* имеет плотность f, дифференцируя (9), получим

$$m(t) = f_1(t) + \int_0^t m(t-x)f(x)dx, \quad (10)$$

где $m(t) = \frac{d}{dt}M(t)$тановления;, , ,*k*– краткая сверт $m(t) = \sum_{k=1}^{\infty} f^k(t)$

Следовательно,*m(t)·d(t)*есть вероятность того, что восстановление произойдет на интервале

Следствием теоремы Блеквэлла является элементарная теорема восстановления, доказанная Дуб. Джор $[\ t,\ t + dt]$.

$$\lim_{t\to\infty} \frac{M(t)}{t} = \frac{t}{\mu}. \quad (11)$$

На основании вышеизложенного можно предположить, что механизм функционирования системы сервиса определяется выражениями (9) и (11), адекватным законом распределения и его точечными характеристиками.

В общем случае механизм восстановления может быть стационарным или нестационарным, ординарным или неординарным, с последействием или без него, регулярным или стохастическим.

Рассмотрим данный вопрос применительно к восстановлению элементов системы переработки семян масличных культур в подсистеме его технического сервиса (рисунок 1).

В математической теории надежности одной из наиболее сложных проблем является проблема расчета или оценки надежности восстанавливаемых систем, в которых наряду с отказами имеет место и их восстановление [2].

Это связано с тем, что механизм восстановления систем существенно отличается от стандартных моделей обслуживания по следующим причинам:

– для дискретной вероятностной модели восстанавливаемых структур элементы систем

имеют разную надежность (например, надежность маслопресса и жаровни различна), вероятность их отказа может зависеть от состояния других элементов (недостаточная очистка семян от посторонних примесей вызывает отказ элементов маслодобывающего оборудования и др.);

− характеристика надежности восстанавливаемых систем значимо сложнее и описывается вероятностными функциями.

Более простыми в описании являются восстанавливаемые системы, в которых среднее время восстановления на порядок меньше среднего интервала между отказами, именно такой случай имеет место в исследуемой системе.

По данным исследований, среднее время восстановления первой группы отказов − 0,75 часа, второй группы – 2,07 часа, третьей группы – 18,2 часа, причем 80% всех отказов относится ко второй группе.Отказ в среднем происходит два раза за 6 смен. Средневзвешенная продолжительность составляет 4,3 часа, что в 8,6 раз меньше среднего интервала времени между отказами, который равен 37,25 часа [4]. Данный расчет позволяет использовать для анализа асимптотические методы [3], в соответствии с которыми функционирование восстанавливаемой системы описывается случайным процессом, обозначенным А.Д. Соловьевым через$H(t)$.

По состоянию процесса в любой момент времени можно сделать вывод о наличии или отсутствии отказа системы.Множество состояний процесса$H(t)$имеет два непересекающихся подмножества E_P и E_{HP}:

$$E = E_P \cup E \text{ и } E_P \cap E_{HP} = \emptyset \text{ ,(12)}$$

где E_P – множество работоспособных состояний; E_{HP} – множество неработоспособных состояний.

Переход изE_P в E_{HP} вызывается отказом, а из E_{HP}в E_P– восстановлением.

Пусть момент отказа $-t_i$, начальный момент $-t_0$, интервалы между отказами–τ, тогда в предположении свойства эргодичности данного процесса временные интервалы работоспособности и неработоспособности будут сходиться по распределению к величинам τ' (работоспособное) и τ'' (неработоспособное):

$$\begin{aligned} &T_{1k} = M[\tau_k^P],\ T_{2k} = M[\tau_k^{HP}], \\ &T_1 = M\left[\tau^P\right],\ T_2 = M\left[\tau^{HP}\right]. \end{aligned} \qquad (13)$$

Откуда следует, что коэффициент готовности равен

$$K_\text{г} = \frac{T_1}{T_1+T_2} \qquad (14)$$

и представляет собой:

− вероятность того, что в случайный момент времени система работоспособна;

− долю времени нахождения системы в работоспособном состоянии.

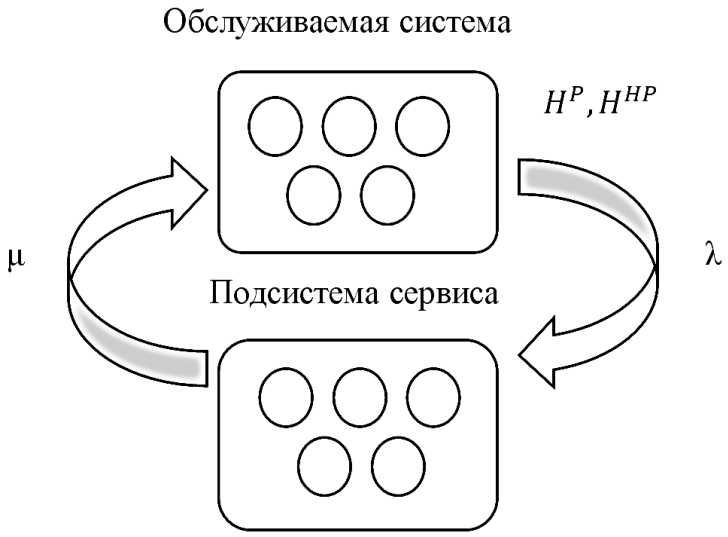


Рисунок 1 – Схема функционирования маслодобывающего оборудования и подсистемы его сервиса

Авторы исходили из того, что рассматриваемая система имеет различные элементы (камнеотборники, нории, ситовоздушный сепаратор, вентиляторы, семеновейки, жаровни, маслопрессы и др.).Отказ этих элементов провоцирует поступление требований на техническое обслуживание и ремонт в подсистему сервиса. Подсистема технического сервиса состоит из нескольких постов обслуживания, где отказы элементов восстанавливаются согласно требованиям и после этого возвращаются в технологическую систему (рисунок 1).

Отказы оборудования поступают с интенсивностью λ, а восстановление происходит с интенсивностью μ.Состояние системы можно задать двоичным вектором:

$$e(t) = [e_1(t), e_2(t), \dots e_i(t), \dots e_n(t)\ ]. \quad (15)$$

Причем$e_k(t)$=0,если в моментtk−й элемент системы исправен, и $e_k(t)$=1,если элемент отказал, то есть состояние системы задано нулевой функцией, которая равна нулю при работоспособном состоянии системы и единице при наличии отказа:

$$\left.\begin{aligned} E_P &= \{e : \phi(e) = 0\} \\ E_{HP} &= \{e : \phi(e) = 0\} \end{aligned}\right\}, \quad (16)$$

гдеϕ=(0,0,…,0) Є E_p, 1=(1,1,…,1) Є E_{HP}.

Нами были приняты допущения:

1. Интенсивность отказа k-го элемента $\lambda_k(e)$не зависит от прошлого (отсутствие последействия),а зависит лишь от состояния в данный момент времени,и равна −$\lambda_k(e)$=0, если k− компонент вектора=1.

2.k-тый элемент поступает на i-й пост восстановления, распределение времени его ремонта имеет функцию$G_{ke}(t)$, то есть зависит от элемента (группы сложности отказа) и от обслуживающего пс $\bar{e}$ а (различные отказы устраняются на соответствующем оборудовании).

Процесс функционирования этой подсистемы описывается функцией

$$æ(t) = e(t) = [e_1(t_1), e_2(t_2), \dots, e_i(t_i), \dots, e_n(t_n)]. \quad (17)$$

Модель сложной восстанавливаемой системы данного этапа А.Д. Соловьев обозначил в виде выражения

$$[\lambda_k(e), G_{ke}, R, E_P]. \quad (18)$$

Рассмотрим к какому типу распределения приводит данная модель.

Постановка задачи: пусть на вероятностном пространстве задачи[$\mu(t)$, $\xi \geq t$]происходит обрывающийся случайный процесс$\mu(t)$,а момент его остановки $-\xi$. Рассмотрим последовательность независимых одинаково распределенных пар [$\mu_1(t)$, ξ_1,$\mu_2(t)$, ξ_2, ..., $\mu_i(t)$, ξ_i, ..., $\mu_n(t)$, ξ_n],тогда процессæ(t):

$$æ(t)=\mu_n(t - t_{n-0}), \text{ если } (t_{n-1} \leq t \leq t_n), \quad (19)$$

где $t_n = \xi_1 + \xi_2 + \cdots + \xi_i + \cdots + \xi_n, t_0 = 0$ – регенерирующий процесс;
$0 < t_1 < t_2 < \cdots < t_i < \cdots < t_n$ – момент регенерации; (t_{n-1}, t_n)−n – период регенерации.

Физическая суть этого процесса состоит в том, что в каждый момент регенерации процесс «забывает» свое прошлое и начинается заново, причем отсчитываемый от момента регенерации процесс имеет то же распределение, что и с момента $t_0 = 0$. Например, пост ремонта восстанавливает узел, процесс его окончания восстановления после окончания работ не влияет на процесс восстановления следующей детали, например, звена цепи привода транспортера. Для данной ситуации характерны регенерирующие марковские или полумарковские процессы со счетным числом состояний: для них моменты регенерации есть те моменты, в которых процесс попадает в состояние, в котором он был в начальный момент.

Следовательно, эволюция во времени восстановления деталей маслодобывающего оборудования описывается регенерирующим процессом.

Обозначим через E множество состояний процесса æ(t) и предположим, что данное множество разбито на подмножества E_P и E_{HP} (12). Предположим, чтоη_n время с начала i-го периода регенерации до момента первого на этом периоде отказа (при наличии хотя бы одного отказа);χ_n – индикатор этого события, а

$$\tau_{1n}=\xi_n (1-\chi_n) + \eta_n \cdot \chi_n, \quad (20)$$

то есть величина ξ_n равна n-му периоду регенерации (т.е. подсистема сервиса простаивала в ожидании отказа) и равна времени от начала второго периода до момента появления первого отказа маслодобывающего оборудования при условии, что хотя бы один отказ в этом периоде был.

Пусть

$$\Phi_P(z) = M \cdot e^{-z\xi_n} \cdot (1 - \chi_n), \quad (21)$$

$$\Phi_{HP}(z) = M \cdot e^{-z\eta_n} \cdot \chi_n, \quad (22)$$

$$\Phi(z) = \Phi_P(z)+\Phi_{HP}(z) = M \cdot e^{-z\eta_n}, \quad (23)$$

$$T_0 = M\xi_n, \ \mathrm{T} = M\xi_n,$$

где$q = M\chi_n = P\{A_n\}$– вероятность отказа маслодобывающего оборудования в одном периоде регенерации.

Тогда преобразование Лапласа имеет вид [3]:

$$a(z) = M \cdot e^{-z\tau_0'} = M \cdot e^{-z\tau_0'} \cdot \chi_1 + M \cdot e^{-z\tau_0'}(1 - \chi_1) = \\ = M \cdot e^{-z\eta_1} \cdot \chi_1 + M \cdot e^{-z(\xi_1+\bar{\tau}_0')} \cdot (1 - \chi_1) \ , \quad (24)$$

где $\bar{\tau}_0'$имеет тот же вид распределения, что и τ_0' и не зависит от траектории процесса на первом периоде регенерации.

Следовательно,

$$a(z) = \phi_{HP}(z) + a(z) \cdot \phi_P(z) \rightarrow a(z) = \frac{\phi_{HP}(z)}{1-\phi_P(z)} = \frac{\phi_{HP}(z)}{1-\phi(z)+\phi_{HP}(z)}. \quad (25)$$

Из (25) определим:

$$M_{\tau_0'} = -a'(0) = \frac{\tau}{q}. \qquad (26)$$

Исходя из данного описания, А.Д. Соловьев доказал теорему о том, что

при. $$\alpha = \frac{M\cdot\xi^2}{(M\cdot\xi)^2} q \to 0, \quad \lim \quad P\left\{\frac{q\cdot\tau_0'}{T} > x\right\} = e^{-x} \qquad (27)$$

В результате её доказательства следует, что

$$\frac{1-\phi(\frac{qz}{T})}{q} \to z, \text{при} \alpha \to 0 \text{то есть при} M\cdot e^{-\frac{zq\tau_0'}{T}} \to \frac{1}{1+z} \quad , \qquad (28)$$

и по теореме непрерывности для преобразования Лапласа [6]:

$$P\left\{\frac{q\cdot\tau_0'}{T} > x\right\} \to e^{-x}. \qquad (29)$$

Важным в данном случае является тот факт, что при принятых выше допущениях, соответствующим функционированию маслодобывающей системы и подсистемы её сервиса, можно с достаточной для инженерной практики точностью воспользоваться эксплуатационным механизмом восстановления, так как

$$\lim_{\substack{\alpha\to 0 \\ M=1}} P\left\{\frac{q\cdot\tau'}{T_0} > x\right\} = e^{-x}, \qquad (30)$$

и при достаточно малом α справедлива формула

$$P\{\tau_0' < x\}\, \chi\, e^{-\frac{qt}{T_0}}. \qquad (31)$$

На основании вышесказанного принятые допущения, а именно: о четном процессе восстановления и *F*-распределении случайной величины *x*, позволили описать систему сервиса оборудования для переработки масличных сельскохозяйственных культур выражениями (9) и (11). Стационарность и стохастичность процесса восстановления и его эргодичный характер, существенное превышение работоспособного состояния над неработоспособным, а также отсутствие последействия позволили предположить, что механизм функционирования системы технического сервиса оборудования для переработки маслосемян подчиняется экспоненциальному закону.

Данное утверждение выявлено путем проведения теоретических исследований и носит характер научной гипотезы, которую можно доказать или опровергнуть, выполнив экспериментальные исследования.

СПИСОКЛИТЕРАТУРЫ

1. Barlow,R.E. Mathematicaltheoryofreliability / R.E. Barlow, F. Proschan– JohnWiley, NewYork, London, Sydney / Переводсанг. подред. Б.В. Гнеденко – Москва: Советскоерадио, 1969. – 488 с.
2. Гнеденко, Б.В.Оценка надежности сложных систем восстанавливаемых систем / Б.В.Гнеденко, А.Д. Соловьев. − Известия АНСССР. − 1973. – №3. − С. 121 – 128.
3. Овчинников,В.Н. Асимптотический анализ послеотказовых характеристик надежности / В.Н. Овчинников, А.Д. Соловьев //Сб. статей«Труды III Всесоюзной школы». – Москва: МГУ, 1976. – Т.1.
4. Работы по математической теории массового обслуживания / под редакцией Б.В. Гнеденко. − Москва: Физматгиз, 1963. – 236 с.
5. Щербак, Н.А. Исследование причин отказов оборудования для переработки маслосемян / Н.А. Щербак, С.А. Назаренко // Успехи современной науки. – 2017. − №5. − С 154−157.
6. Феллер, В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения / В. Феллер. – Т.1. – Москва: Мир, 1967. – 765с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Назаренко Сергей Александрович, аспирант
Полуян Наталья Сергеевна, аспирантка
Курочкин Валентин Николаевич, доктор технических наук, профессор
Тел.: 8-952-608-00-77, e-mail: valentin952@mail.ru
Щербак Наталья Александровна,кандидат технических наук, доцент