

УДК 629.735.083.017

В.А. Захарченко, С.С. Ильенко

Национальный авиационный университет, Украина

## МЕТОДИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПРОВЕДЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЙ ЗНАЧЕНИЙ НАЗНАЧЕННЫХ РЕСУРСОВ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ СИСТЕМЫ ЭЛЕКТРОСНАБЖЕНИЯ

В работе изложены методические основы проведения исследования надежности функциональных элементов проектируемых и эксплуатируемых по назначенному ресурсу сложных авиационных систем. Разработан метод позволяющий оценить целесообразность замены функциональных элементов. Было обосновано, что принятый метод проведения планово-предупредительных замен элементов систем электроснабжения и обоснования их назначенному ресурсу недостаточно эффективен из-за значительных экономических потерь, вызванных недоиспользованием индивидуальных ресурсов большинства изделий.

**Ключевые слова:** система электроснабжения, воздушные суда, функциональный элемент, назначенный ресурс.

### Введение

Функциональные элементы (ФЭ) систем электроснабжения (СЭС) воздушных судов (ВС) при условии предъявления им жестких требований к надежности, в основном, эксплуатируются по назначенному ресурсу (НР). Это значит, что после того, как ФЭ отработал определенное количество времени, т.е. выработал свой НР, он заменяется независимо от его состояния. Обоснование значений НР для ФЭ СЭС основано на оценке надежности групп однотипных изделий с использованием статистических данных, по которым определяется функция распределения времени их безотказной работы. Принятый метод проведения планово-предупредительных замен элементов СЭС и обоснования их НР недостаточно эффективен из-за значительных экономических потерь [1], вызванных недоиспользованием индивидуальных ресурсов большинства изделий. Величина этих потерь зависит от закона распределения времени безотказной работы, который отвечает конкретному виду

износа или старения. Так, в случае наиболее распространенного нормального распределения и принятом значении вероятности отказа  $q(t) = 0,00135$ , назначенный ресурс  $T_n$  по абсолютной величине меньше среднего  $T_{cp}$  на величину  $\Delta T = 3\sigma$ .

При этом относительная величина  $\beta$  среднего времени недоиспользования ресурса элементами СЭС составляет

$$\beta = \frac{\Delta T}{T_{cp}} = 3V,$$

где  $V$  – коэффициент вариации.

С другой стороны, досрочный отказ изделия до момента времени истечения НР может привести к опасным последствиям в полете. Если группа однотипных изделий характеризуется возрастающей во времени интенсивностью своих отказов, то может оказаться целесообразным произвести их досрочную предупредительную замену. Такая ситуация характеризует завышенное значение НР этих изделий и требует его пересмотра [2, 3].

### Решение задачи

Временная схема замены изделий, эксплуатируемых по НР, изображена на рис. 1.

Предположим, что в точке  $T_{\text{эспл.ВС}} = 0$  началась эксплуатация ФЭ СЭС, установленных на борт ВС на заводе-изготовителе. В точках  $T_1, T_2$  и  $T_4$  после выработки их НР была запланирована их замена. В процессе эксплуатации в моменты  $t_{\text{отк.1}}$  и  $t_{\text{отк.2}}$  произошли отказы и отказавшие ФЭ были заменены на новые. Эта замена ФЭ произошла не в запланированные моменты  $T_3$  и  $T_5$ , как предполагалось, а в точках  $T_3^{(1)}$  и  $T_5^{(1)}$ , т.к. блоки, поставленные на борт ВС в моменты  $t_{\text{отк.1}}$  и  $t_{\text{отк.2}}$ , именно к этому времени выработают свой ресурс. Отрезки времени от  $T_2$  до  $t_{\text{отк.1}}$  и от  $T_4$  до  $t_{\text{отк.2}}$  являются наработками до отказов, а от  $t_{\text{отк.1}}$  до  $t_{\text{отк.2}}$  – временем между отказами в эксплуатации.

Рассмотрим некоторые вероятностные характеристики процесса эксплуатации ФЭ СЭС по НР.

Если вероятность того, что ФЭ не откажет за время выработки назначенного ресурса  $T_n$ , т.е. в момент его замены окажется в исправном состоянии равна  $p$ , то вероятность  $P(n)$  того, что  $n$  ФЭ, после выработки своих ресурсов, в момент замены окажутся в исправном состоянии в силу независимости вышеперечисленных событий по теореме умножения вероятностей будет равна:

$$P(n) = p^{(n)}. \quad (1)$$

Из формулы (1) видно, что вероятность  $P(n)$  убывает по степенной зависимости с ростом  $n$ .

Вероятность  $Q(n)$  появления хотя бы одного отказа в процессе эксплуатации  $n$  ФЭ составляет:

$$Q(n) = 1 - (1 - p)^n. \quad (2)$$

При эксплуатации ФЭ СЭС по НР, с точки зрения теории вероятностей, мы имеем дело с так на-

зываемой схемой Бернулли, т.е. производим независимые испытания, в каждом из которых с одной и той же вероятностью  $q$  появляется отказ ФЭ, а с вероятностью  $p=1-q$  появляется противоположное событие – отсутствие отказа за все время его эксплуатации по НР. Согласно теореме Бернулли в этом случае вероятность  $Q(n,k)$  появления  $k$  отказов за время эксплуатации  $n$  изделий равна:

$$Q(n, k) = C_n^k q^k (1 - q)^{n-k}. \quad (3)$$

Формула (3) характеризует распределение Бернулли или так называемое биномиальное распределение. Вероятность того, что в процессе эксплуатации по НР между двумя соседними отказами  $m$  ФЭ проработают безотказно, подчинена геометрическому распределению и определяется из формулы:

$$P(m) = (1 - q)^m q. \quad (4)$$

Формулы (3,4) можно использовать при разработке ФЭ СЭС для определения их необходимых надежностных показателей. При задании требуемого уровня надежности ФЭ на стадии проектирования можно определить величину вероятности обеспечения этого уровня при известных вероятностях их отказов.

Классическая кривая распределения отказов изделий ФС (рис. 2) [4] имеет три явно выраженных участка, соответствующих трем периодам их эксплуатации: приработки, нормальной эксплуатации и старения. При исследовании временных характеристик отказов необходимо применять методы аппроксимации формы такой кривой. Однако, ее неадекватная аппроксимация может привести к искажению сущности изучаемого процесса. Для аппроксимации значений на всех трех выделенных участках можно использовать распределение Вейбулла. Однако существенного преимущества использование одного распределения не дает.

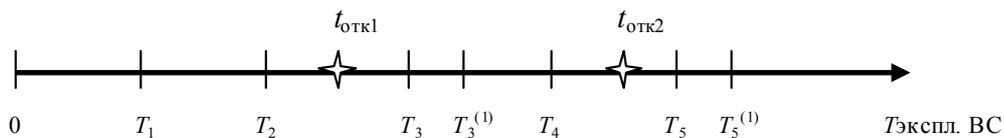


Рис. 1. Временная схема замены блоков СЭС по НР

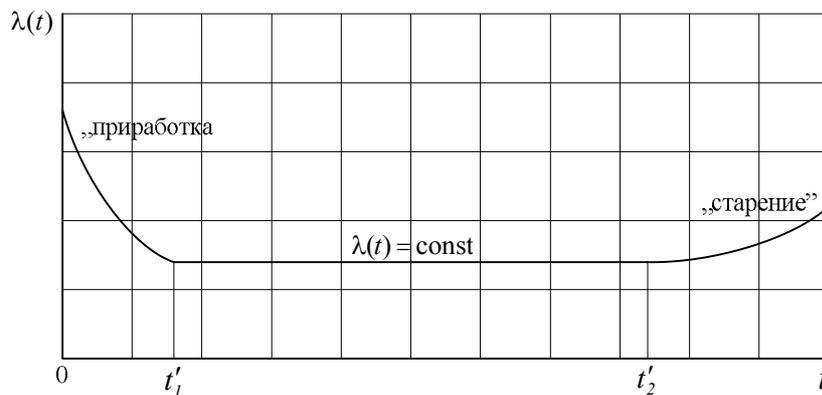


Рис. 2. Изменение величины параметра потока отказов

Учитывая сложность применения аналитических методов расчета и обоснования рациональных значений НР элементов СЭС, предлагается использовать моделирующий алгоритм.

Сформулируем задачу следующим образом. Характеристики надежности исследуемого ФЭ СЭС задаются гистограммой функции плотности случайной величины наработки на отказ.

Нужно определить функцию плотности времени между отказами ФЭ СЭС в эксплуатации при задании различных НР.

Для разрабатываемых ФЭ СЭС перспективных ВС полную функцию плотности случайной величины наработки на отказ можно определить по данным лабораторно-заводских стендовых испытаний изделий с последующей коррекцией, учитывающей влияние внешней среды. Коэффициент влияния внешней среды для ВС по стандарту США равен 6,5 [5]. Следовательно, построенную гистограмму наработки на отказ необходимо “сжать” по оси времени в 6,5 раз, чтобы получить гистограмму наработки на отказ с учетом влияния окружающей среды, т.е. получить гистограмму, приближающуюся к ожидаемым условиям эксплуатации. Ее можно использовать для количественного обоснования НР элементов СЭС ВС на стадии проектирования.

Для парка эксплуатируемых ВС, даже располагая необходимой статистикой отказов ФЭ СЭС, не всегда представляется возможным определить их надежностные характеристики за точкой НР, поэтому необходимо оперировать усеченной функцией плотности наработки на отказ [6, 7]. Решение этой задачи с применением метода статистического моделирования состоит из нескольких этапов.

На первом этапе необходимо реставрировать на временном отрезке от  $t = 0$  (начало эксплуатации) до момента  $t = T_n$  истечения срока НР усеченную функцию плотности наработки на отказ (рис. 3.), характеризующую надежностные показатели рассматриваемого ФЭ. Для этого необходимо интервал моделирования  $[0; T_n]$  разбить на  $n$  отрезков, координаты концов которых обозначим  $a_i$ . Просчитав количество  $n_i$  попаданий в каждый  $i$ -й отрезок значений наработок на отказ эксплуатируемых изделий, определим значение функции плотности в  $i$ -м интервале по формуле:

$$f_i = \frac{n_i}{(N_{н.р} + N_{отк.}) \cdot (a_i - a_{i-1})}, \quad (5)$$

где  $N_{н.р}$  – количество ФЭ, замененных по НР;  $N_{отк.}$  – количество ФЭ, отказавших в процессе эксплуатации.

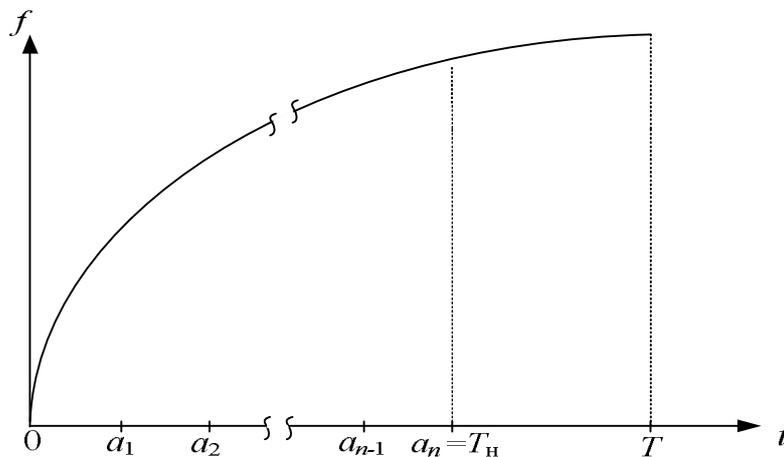


Рис. 3. Прогнозируемая функция плотности

На втором этапе прогнозируем функцию плотности случайной величины наработки на отказ, представленную на рис. 3, на участке от  $T_n$  до  $T$ , где  $T$  – предполагаемое новое значение НР для данного ФЭ.

Для прогнозирования усеченной функции плотности применим метод наименьших квадратов.

Метод направлен на определение наилучшей (с точки зрения наименьшей статистической погрешности) формы кривой  $f(t)$ , которая аппроксимирует точки разброса экспериментальных данных сглаженного временного ряда (ВР).

Существуют разные приемы, которые разрешают выбрать форму кривой, которая довольно хорошо аппроксимирует ВР. Наиболее простой путь – это

визуальный, на основе построенного графического изображения ВР. По виду такого эмпирического графика подбирается такой вид уравнения кривой, которая более близко подходит к эмпирическим точкам разброса. В настоящее время в научной литературе дано описание нескольких десятков математических функций (кривых роста), из них наиболее часто используются в прогнозировании полиномиальные, экспоненциальные S-подобные кривые.

Практика аналитического моделирования свидетельствует о том, что существует закономерность между характером развития процесса, который подлежит прогнозированию, и выбором вида функции, которая должна описывать эти явления.

Так, монотонное возрастание или уменьшение значений показателя процесса характеризуют функции: линейная, параболическая, степенная, простая экспоненциальная кривая, модифицированная экспонента или гиперболическая кривая.

Для моделирования ВР, в которых проявляется быстрое развитие процесса в начале и угасание в конце, (процессы насыщения) применяются логистические кривые.

Процессы, которые характеризуются наличием экстремальных значений показателя  $y$ , описываются кривой Гомперца.

Оценка коэффициентов в математических функциях производится по методу наименьших квадратов, суть которого состоит в отыскании таких параметров функции  $f$  в зависимости  $\bar{y}_t = f(t)$ , при которых сумма квадратов отклонений расчетных значений уровней, вычисленных по этой формуле, от их фактических значений была бы минимальной.

Выбор вида функции, описывающей тренд, параметры которого определяются методом наименьших квадратов, осуществляется в большинстве случаев эмпирически, путем построения ряда функций и сравнения их между собой по величине среднеквадратичной ошибки, которая вычисляется как

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p - 1}}, \quad (6)$$

где  $\hat{y}$  - расчетные значения уровней ВР;  $y_i$  - фактические равные ВР;  $n$  - число уровней в ВР;  $p$  - число параметров  $a_i$ , которые находятся в формулах, и описывают тренд.

В нашем случае сущность метода заключается в том, что на базовом отрезке от  $[0; T]$  (рис. 3) нужно подобрать коэффициенты  $b_i$  прогнозируемой функции  $f(t, b_1, b_2, \dots, b_n)$  так, чтобы сумма квадратов отклонений реставрируемой плотности до прогнозируемой кривой была минимальной. С математической точки зрения необходимо определить значения  $b_0, b_1, \dots, b_n$ , при которых:

$$F = \sum_{i=1}^n [f_n(t_i, b_0, b_1, \dots, b_n) - f(t_i)]^2 \cdot \min F. \quad (7)$$

Для этого частные производные функции (7) по неизвестным коэффициентам  $b_0, b_1, \dots, b_n$  приравняем к нулю и получаем систему уравнений:

$$\begin{cases} \frac{dF}{db_0} = 0; \\ \frac{dF}{db_1} = 0; \\ \dots\dots\dots \\ \frac{dF}{db_n} = 0. \end{cases} \quad (8)$$

Решая систему уравнений (8) относительно  $\{b_i\}$ , получаем искомые коэффициенты прогнозируемой функции, по которым рассчитываем значения функций плотности на отрезке от  $T_n$  до  $T$  (рис. 3).

Прогноз проводится по функциям всех видов и среди них выбирается функция с минимальной остаточной дисперсией, которая определяется по формуле:

$$S_{\text{ост.}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n [f_n(t_i, b_0, b_1, \dots, b_n) - f(t_i)]^2}{n}, \quad (9)$$

где  $f_n(t_i, b_0, b_1, \dots, b_n)$  – расчетные значения прогнозируемой функции,  $f(t_i)$  – эмпирические значения усеченной функции.

В связи с необходимостью моделирования реальных функций плотностей наработки на отказ, которые не всегда могут аппроксимироваться известными теоретическими законами распределения, при работе моделирующего алгоритма используется датчик генерирования последовательности случайных величин, распределенных по любому закону, задаваемому гистограммой функции плотности [10].

В работах [8,9] описаны датчики, для работы которых задается гистограмма интегральной функции распределения с равновероятной разбивкой на интервалы. Определение границ равновероятностных интервалов [10-13] и значений интегральной функции распределения в этих интервалах связано с определенными сложностями, избежать которых возможно при задании случайной величины гистограммой эмпирической функции плотности, имеющей произвольные границы интервалов (рис. 4).

В этом случае моделируемая случайная величина задается двумя массивами  $L(l_1, l_2, \dots, l_{m+1})$  и  $P(p_1, p_2, \dots, p_m)$ , в которых  $m$  является количеством интервалов разбивки случайной величины;  $l_j$  - начало  $j$ -го интервала,  $p_j$  - значение эмпирической функции плотности в  $j$ -ом интервале.

Для моделирования случайной величины, заданной таким образом, отрезок  $(0,1)$  разбивается на  $m$  частей, пропорциональных площадям фигур гистограмм, построенных на  $j$ -м отрезке.

Границы такой разбивки ( $K_j$ ) можно определить по рекуррентным соотношениям:

$$K_1 = \frac{P_1(l_2 - l_1)}{\sum_{i=1}^m P_i(l_{i+1} - l_i)}, \quad (10)$$

$$K_j = K_{j-1} + \frac{P_j(l_{j+1} - l_j)}{\sum_{i=1}^m P_i(l_{i+1} - l_i)}; \quad j = \overline{2, m}.$$

Затем выработываем значение случайного числа  $\xi_1$ , равномерно распределенного в интервале  $(0, 1)$ , и известным методом испытаний по жребью

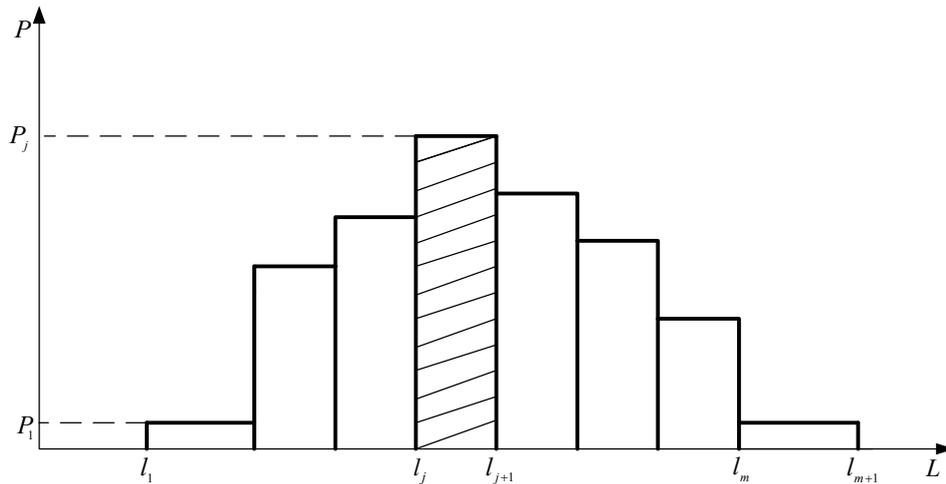


Рис. 4. Гистограмма эмпирической функции плотности, имеющей произвольные границы интервалов

[8, 9] определяем, в какой  $j$ -й интервал оно попало ( $K_j < \xi_1 \cdot K_{j+1}$ ).

Считая, что внутри каждого интервала моделируемая случайная величина распределена равномерно, находим очередное ее значение ( $x_j$ ) по формуле:

$$x_j = l_j + \xi_2(l_{j+1} - l_j), \quad (11)$$

где  $\xi_2$  – очередное значение случайной величины, равномерно распределенной в интервале (0, 1).

Применение такого датчика дает нам возможность задавать случайные величины:

- времени восстановления работоспособности ФЭ,
- времени между заменами ФЭ и т.п.,

в виде гистограмм функций плотностей, построенных по реальным эксплуатационным данным без какой-либо обработки. Однако, для задания потока замен ФЭ такой подход в некоторых случаях неприемлем. Накопив определенный опыт эксплуатации того или иного оборудования, довольно часто вносят существенные коррективы в его эксплуатацию [14-16]. В случаях изменения межремонтных и назначенных ресурсов, перехода на новые стратегии эксплуатации, внедрения в эксплуатацию новых ФЭ или модернизации эксплуатируемых с более высокими показателями надежности использовать предшествующую эксплуатационную статистику нецелесообразно, поскольку она формировалась в других условиях.

В этом случае предлагается рассчитывать интенсивности ( $\lambda_3$ ) замен ФЭ и рассматривать поток замен, как простейший пуассоновский поток со временем между заменами, распределенному по экспоненциальному закону.

Для ФЭ, имеющих межремонтные и назначенный ресурс, интенсивность замен может быть рассчитана по формуле:

$$\lambda_3 = \frac{1}{365 * 24} \left[ \frac{t_{г.н}}{t_{н.р}} + \frac{t_{г.н}}{t_{н.р}} E \left( \frac{t_{н.р}}{t_{м.р}} \right) + \lambda_0 t_{г.н} \right], \quad (12)$$

где  $t_{г.н}$  - годовой налет ВС данного типа в летных часах;  $t_{н.р}$  - назначенный ресурс данного ФЭ в летных часах;  $t_{м.р}$  - межремонтный ресурс ФЭ в летных часах;  $E(x)$  - обозначает наибольшее целое число, не превосходящее  $x$ , или, короче, целая часть числа  $x$  (см.[17]);  $\lambda_0$  - интенсивность отказа ФЭ (1 /летный час).

Коэффициент, стоящий перед квадратными скобками выражения (12), служит для пересчета в календарное время.

Эта формула написана с учетом того, что назначенный ресурс может быть не кратным межремонтному ресурсу.

Для ФЭ, имеющих только назначенный ресурс, формула (12) принимает вид:

$$\lambda_{3.н.р} = \frac{1}{365 * 24} \left( \frac{t_{г.н}}{t_{н.р}} + \lambda_0 t_{г.н} \right). \quad (13)$$

Для тех ФЭ, которые эксплуатируются без назначенного ресурса, но имеют межремонтные ресурсы, имеем:

$$\lambda_{3.м.р} = \frac{1}{365 * 24} \left( \frac{t_{г.н}}{t_{м.р}} + \lambda_0 t_{г.н} \right). \quad (14)$$

Для ФЭ, эксплуатируемых по стратегии «до безопасного отказа», интенсивность замен может быть рассчитана по формуле:

$$\lambda_{3.б.о} = \frac{\lambda_0 t_{г.н}}{365 * 24}. \quad (15)$$

При эксплуатации «с контролем состояния» можно применять формулу (15) с той лишь разницей, что в этой формуле нужно рассматривать  $\lambda$  не как интенсивность отказов ФЭ, а как  $\lambda_{3.с}$  (интен-

сивність замен по состоянию), приведенную к летным часам. В том случае, если интенсивность замен по состоянию будет приведена к календарному времени, то она полностью совпадает с искомой интенсивностью замен. В этом случае никаких перерасчетов не требуется.

Определив значение интенсивности замен, по формуле

$$P = \lambda_3 e^{-\lambda_3 t} \quad (16)$$

можно построить гистограмму функции плотности случайной величины времени между заменами и вернуться к описанному способу задания случайных величин.

## Выводы

В результате проведенных исследований разработан метод позволяющий оценить целесообразность замены ФЭ при проведении планово-предупредительных ТО.

Предлагаемый способ позволяет глубже отразить характерные особенности исследуемых процессов, избежать значительных погрешностей, возникающих при аналитической аппроксимации законов распределения реальных случайных величин.

## Список литературы

1. Смирнов Н.Н. О выборе экономически целесообразного метода замены самолетных агрегатов / Н.Н.Смирнов, А.А.Ицкович // Вопросы научной организации технической эксплуатации летательных аппаратов: сборник научных трудов. – Рига: 1971 – С. 29-43.
2. Захарченко В.А. Диагностическая модель сложных функциональных систем воздушных судов / В.А. Захарченко // Вісник ЦНЦ Транспортної академії України – К.: УТУ ТАУ, 2002. – 9 с.
3. Методика выбора оптимальных страховых запасов и рациональной структуры размещения запасного авиационного оборудования, Отчет НИР, №375–В80, I-II квартал, КИИГА, 1981.
4. Гришин Ю.П. Динамические системы, устойчивые к отказам / Ю.П. Гришин, Ю.М. Казаринов – М.: Радио и связь, 1985. – 176 с.
5. Калашиников В.В. Организация моделирования сложных систем / В.В.Калашиников. – М.: Знание, 1982. – 64 с.
6. Отчет по НИР №375-В80. Номер госрегистрации 01.80.045048.
7. ГОСТ 27.302-86. Надежность в технике. Система технического обслуживания и ремонта техники. Методы определения допустимого отклонения параметра технического состояния и прогнозирования остаточного ресурса составных частей агрегатов машин. – М.: Издат. стандартов, 1990. – 14 с.
8. Бусленко Н.П. Математическое моделирование производственных процессов на цифровых вычислительных машинах / Н.П. Бусленко – М.: Наука, 1964. – 362 с.
9. Бусленко Н.П. Моделирование сложных систем / Н.П. Бусленко – М.: Наука, 1967. – 356 с.
10. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон – М.: Мир, 1963. – 756 с.
11. Вентцель Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель, Л.А.Овчаров – М.: Наука, 1973. – 368 с.
12. Гурский Е.И. Теория вероятностей с элементами математической статистики / Е.И. Гурский – М.: Высшая школа, 1971. – 328 с.
13. Пугачов В.С. Теория вероятностей и математическая статистика / В.С. Пугачов – М.: Наука, 1979. – 496 с.
14. Борзилович Е.Ю. Некоторые математические вопросы теории обслуживания сложных систем / Е.Ю. Борзилович, В.И. Кашианов. – М.: Сов. радио, 1971. – 271 с.
15. Игнатов В.А. Элементы теории оптимального обслуживания технических изделий / В.А. Игнатов, Г.Г. Маньшин, В.В. Констановский – Минск : Наука и техника, 1974. – 190 с.
16. Смирнов Н.Н. Обслуживание и ремонт авиационной техники по состоянию / Н.Н. Смирнов, А.А. Ицкович – М.: Транспорт, 1980. – 230 с.
17. Фихтенгольц Г.М. Курс дифференциального и интегрального исчисления / Г.М. Фихтенгольц – М.: Физматгиз, 1962. – Т.1. – 608 с.

Поступила в редколлегию 15.04.2014

Рецензент: канд. техн. наук доцент В.В. Тихонов, Национальный авиационный университет, Киев.

## МЕТОДИЧНІ ОСНОВИ ПРОВЕДЕННЯ ДОСЛІДЖЕНЬ ЗНАЧЕНЬ ПРИЗНАЧЕНИХ РЕСУРСІВ ФУНКЦІОНАЛЬНИХ ЕЛЕМЕНТІВ СИСТЕМИ ЕЛЕКТРОПОСТАЧАННЯ

В.А. Захарченко, С.С. Ільєнко

У роботі викладені методичні основи проведення дослідження надійності функціональних елементів проєктованих і експлуатованих по призначеному ресурсу складних авіаційних систем. Розроблений метод, що дозволяє оцінити доцільність заміни функціональних елементів. Було обґрунтовано, що прийнятий метод проведення планово-запобіжних заміни елементів систем електропостачання і обґрунтування їх призначеному ресурсу недостатньо ефективний із-за значних економічних втрат, викликаних недовикористанням індивідуальних ресурсів більшості виробів.

**Ключові слова:** система електропостачання, повітряні судна, функціональний елемент, призначений ресурс.

## METHODOLOGICAL BASES OF RESEARCH VALUES ASSIGNED RESOURCES FUNCTIONAL ELEMENTS OF THE SYSTEM POWER SUPPLY

V.A. Zaharchenko, S.S. Ilyenko

The paper presents the methodological foundations of the reliability study of functional elements designed and operated on the designated resource complex aircraft systems. Developed a method for assessing the appropriateness of replacing the functional elements. It was grounded, that the accepted method of preventive-maintenance replacements lead through of the systems elements of electric supply and ground their appointed resource not enough effective from considerable economic losses, caused the insufficient use of individual resources of most wares.

**Keywords:** power supply system, the aircraft functional element assigned resource.