

УДК 629.735.05:621, 3(045)

В.В. УЛАНСКИЙ¹, И.А. МАЧАЛИН²¹ Университет Аль-Фатех, Ливия² Национальный авиационный университет, Украина

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ПРОЦЕССА ЭКСПЛУАТАЦИИ ЛЕГКОЗАМЕНЯЕМЫХ БЛОКОВ СИСТЕМ АВИОНИКИ

Разработаны соотношения для средних продолжительностей нахождения легкозаменяемых блоков систем авионики в различных состояниях процесса эксплуатации при произвольном и экспоненциальном законах распределения наработки до отказа. Полученные выражения позволяют установить аналитическую зависимость между показателями достоверности, периодичности контроля работоспособности и интенсивности отказов. Разработаны формулы для расчета коэффициента готовности и коэффициента технического использования.

системы авионики, легкозаменяемые блоки, состояния процесса эксплуатации, достоверность контроля, коэффициент готовности, коэффициент технического использования

Введение

Проблема совершенствования процесса технического обслуживания и ремонта (ТОиР) воздушных судов (ВС) в настоящее время является особо актуальной вследствие усложнения авиационной техники и резкого увеличения объемов перевозок. Применение на ВС сложных пилотажно-навигационных комплексов, состоящих из большого числа электронных блоков (Line Replacement Units), требует обоснования оптимальных стратегий ТОиР систем авионики во избежание увеличения затрат на обслуживание и с целью поддержания высокого уровня эксплуатационной надежности [1]. Для оптимизации ТОиР необходимо иметь комплексные показатели эффективности, учитывающие основные технические и стоимостные характеристики процесса эксплуатации.

Эти задачи непосредственно связаны с разработкой программ ТОиР и стратегии построения центров ТОиР ВС нового поколения.

Анализ последних исследований и публикаций. Как показывает анализ литературных источников [2 – 12], в настоящее время отсутствуют математические модели процесса эксплуатации систем

авионики, позволяющие одновременно учитывать показатели достоверности контроля работоспособности (КР), периодичность КР и характеристики надежности систем. В известных моделях [2, 8, 9, 11, 12] не учитываются особенности многоазового КР систем, заключающиеся в том, что условные вероятности правильных и ошибочных решений в данный момент КР зависят от результатов КР в предыдущие моменты времени.

Цель статьи. Таким образом, целью настоящей статьи является разработка математической модели, позволяющей производить расчеты обобщенных показателей процесса ТОиР легкозаменяемых блоков систем авионики современных ВС. Эти модели будут разработаны для произвольного закона распределения наработки ЛЗБ до отказа и исследованы при экспоненциальном законе распределения.

Формулирование проблемы. Как известно, математическая модель эксплуатации – это модель, находящаяся в отношении математического подобия к реальной эксплуатации. Математическая модель должна отображать лишь наиболее существенные свойства и закономерности эксплуатации, оставляя в стороне второстепенные. При построении математической модели далее принимается ряд допущений.

ний, позволяющих упрощенно отображать реальную эксплуатацию.

Рассматривается модель эксплуатации легкозаменяемых блоков (ЛЗБ) систем авионики, т.е. структура системы с точки зрения надежности не учитывается. Это связано с тем, что именно ЛЗБ является минимальной демонтируемой частью любой системы авионики. Показатели эффективности ТОиР, учитывающие надежность структуру систем авионики, будут приведены в последующих публикациях. Эксплуатация ЛЗБ рассматривается на интервале наработки $(0, T_P)$, где T_P – назначенный ресурс. Поскольку значение T_P для систем авионики значительно больше среднего времени безотказной работы (T_{CP}), то при построении математической модели предполагается, что $T_P = \infty$. Проведенные расчеты показали, что при $T_P > 3T_{CP}$ относительная погрешность в определении показателей эффективности эксплуатации не превышает 1 – 2% для случая экспоненциального закона распределения наработки до отказа ЛЗБ. Процесс эксплуатации будем рассматривать как последовательность смены различных состояний ЛЗБ [13]. Поэтому поведение ЛЗБ на интервале эксплуатации $(0, \infty)$ можно описать случайным процессом $L(t)$ с конечным пространством состояний $E = \bigcup_i E_i$. Процесс $L(t)$ изменяется только скачкообразно, причем каждый скачок обусловлен переходом ЛЗБ в одно из возможных состояний. Предполагается, что $L(t)$ является регенерирующим случайным процессом, имеющим свойство всегда возвращаться в точку регенерации, начиная с которой дальнейшее развитие процесса не зависит от его поведения в прошлом и является вероятностной копией процесса $L(t)$, начавшегося в момент $t = 0$.

Пусть в момент $t = 0$ начинается эксплуатация ЛЗБ с нулевой наработкой и планируется проведение КР в моменты $\tau, 2\tau, 3\tau, \dots$, где τ представляет

собой средний налет ВС между двумя соседними стоянками в базовом аэропорту. Предположим, что КР ЛЗБ выполняет встроенное средство контроля (ВСК) или переносное средство контроля на стоянке ВС в базовом аэропорту. Определим случайный процесс $L(t)$. В произвольный момент времени t ЛЗБ может находиться в одном из следующих состояний:

$L(t) = E_1$, если в момент t ЛЗБ использовался по назначению и находился в работоспособном состоянии;

$L(t) = E_2$, если в момент t ЛЗБ использовался по назначению и находился в неработоспособном состоянии (скрытый отказ);

$L(t) = E_3$, если в момент t ЛЗБ не использовался по назначению, т.к. производился КР с помощью ВСК;

$L(t) = E_4$, если в момент t ЛЗБ не использовался по назначению и производилось его “ложное восстановление”;

$L(t) = E_5$, если в момент t производилось “правильное восстановление” ЛЗБ.

Обозначим: S_i – случайное время нахождения ЛЗБ в состоянии E_i ($i = \overline{1,5}$) за случайный цикл регенерации S_0 ; MS_i – среднее значение S_i за средний цикл регенерации MS_0 . Поскольку

$$S_0 = \sum_{i=1}^5 S_i,$$

то по теореме сложения математических ожиданий

$$MS_0 = \sum_{i=1}^5 MS_i. \quad (1)$$

Если известны значения MS_i , то можно определить коэффициент технического использования (КТИ) и коэффициент готовности (КГ) ЛЗБ. Поскольку случайный процесс $L(t)$ – регенерирующий, то КТИ определяем как долю времени, в котором ЛЗБ является работоспособным за средний цикл регенерации, т.е.

$$K_{TH} = MS_1 / MS_0. \quad (2)$$

Для нахождения КГ необходимо исключить из рассмотрения плановое обслуживание, в течение которого использование ЛЗБ не предусматривается. Если плановым обслуживанием является КР, то

$$K_{\Gamma} = MS_1 / (MS_0 - MS_3). \quad (3)$$

Таким образом, для определения КТИ и КГ необходимо определить $MS_1, MS_2, \dots, MS_5$.

Решение проблемы

Случай произвольного закона распределения наработки ЛЗБ до отказа. Сначала определим MS_1 . Обозначим через Ξ случайную наработку ЛЗБ до отказа. Пусть $\Xi = \xi$ для рассматриваемого ЛЗБ, причем $k\tau < \xi \leq (k+1)\tau$, и отказ ЛЗБ можно обнаружить только при КР. Поскольку при КР возможны ошибочные решения, то работоспособный ЛЗБ проработает время $v\tau (v=1, \overline{k})$, если при v -м КР он будет ошибочно признан неработоспособным. Условная вероятность “ложного отказа” определяется как вероятность совместного наступления следующих событий: при КР в моменты $\overline{\tau, (v-1)\tau}$ ЛЗБ признавался работоспособным, а при КР в момент $v\tau$ был ложно забракован при условии, что $\Xi = \xi$ и $k\tau < \xi \leq (k+1)\tau$. Таким образом:

$$P_{\Lambda 0}(\overline{\tau, (v-1)\tau}; v\tau | \xi) = P\left\{ \bigwedge_{i=1}^{v-1} \Xi_i^* > i\tau \wedge \Xi_v^* \leq v\tau | \Xi = \xi \right\}, \quad (4)$$

где Ξ_i^* – случайная оценка наработки ЛЗБ до отказа при КР в момент $i\tau$.

Далее ЛЗБ может проработать время ξ , если при КР в моменты $\overline{\tau, k\tau}$ не было “ложного отказа”, т.е. ЛЗБ правильно признавался работоспособным. Условная вероятность события “ЛЗБ правильно признан работоспособным” при условии, что $\Xi = \xi$ и

$k\tau < \xi \leq (k+1)\tau$ определяется по формуле

$$P_{\Pi P}(\overline{\tau, (k-1)\tau}; k\tau | \xi) = P\left\{ \bigwedge_{v=1}^k \Xi_v^* > v\tau | \Xi = \xi \right\}. \quad (5)$$

Условная вероятность события “ЛЗБ правильно неработоспособен” определяется как вероятность наступления следующих событий: при КР в моменты $\overline{\tau, k\tau}$ ЛЗБ правильно признавался работоспособным; при КР в моменты $\overline{(k+1)\tau, (j-1)\tau}$ ЛЗБ ошибочно признавался работоспособным, а при КР в момент $j\tau (j = k+1, k+2, \dots, N)$ ЛЗБ был правильно признан неработоспособным при условии, что $k\tau < \xi \leq (k+1)\tau$ и $\Xi = \xi$, т.е.

$$P_{\Pi H}(\overline{\tau, (j-1)\tau}; j\tau | \xi) = P\left\{ \bigwedge_{i=1}^{j-1} \Xi_i^* > i\tau \wedge \Xi_j^* \leq j\tau | \Xi = \xi \right\}. \quad (6)$$

Условная вероятность “необнаруженного отказа” представляет собой вероятность того, что при КР в моменты $\overline{\tau, k\tau}$ ЛЗБ правильно признавался работоспособным, а при КР в моменты $\overline{(k+1)\tau, N\tau}$ – ошибочно работоспособным, т.е.

$$P_{HO}(\overline{\tau, (N-1)\tau}; N\tau | \xi) = P\left\{ \bigwedge_{i=1}^N \Xi_i^* > i\tau | \Xi = \xi \right\}. \quad (7)$$

Поскольку $T_P = \infty$, то $N \rightarrow \infty$ и

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P_{HO}(\overline{\tau, (N-1)\tau}; N\tau | \xi) = 0.$$

При определении времени нахождения ЛЗБ в состояниях $\overline{E_1, E_5}$ будем использовать формулу условного математического ожидания дискретной случайной величины. С учетом принятых обозначений эта формула принимает вид:

$$M[S_i | \xi] = \sum_{v=1}^{\Delta} S_{i,v} P\{S_i = S_{i,v} | \xi\}, \quad (8)$$

где $S_{i,v} (v = \overline{1, \Delta})$ – множество дискретных значений, которые может принять случайная величина S_i .

Для условных вероятностей, входящих в формулу (8), выполняется условие нормировки

$$\sum_{v=1}^{\Delta} P\{S_i = S_{i,v} | \xi\} = 1.$$

Условное математическое ожидание времени нахождения ЛЗБ в состоянии E_1 при условии, что $\Xi = \xi$ равно

$$M[S_1 | \xi] = \begin{cases} \xi, & \text{при } 0 < \xi \leq \tau; \\ \sum_{v=1}^k v\tau P_{ЛО}(\tau, (k-1)\tau; v\tau | \xi) + \xi P_{ПП}(\tau, (k-1)\tau; k\tau | \xi), & \text{если } k\tau < \xi \leq (k+1)\tau, (k=1, 2, \dots). \end{cases}$$

Математическое ожидание времени нахождения ЛЗБ в состоянии E_i при условии, что отказ произойдет на интервале $[k\tau, (k+1)\tau]$, определим по формуле условного математического ожидания непрерывной случайной величины

$$M[S_i | k\tau < \Xi \leq (k+1)\tau] = \frac{1}{F((k+1)\tau) - F(k\tau)} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} M[S_i | \xi] dF(\xi),$$

где $F(t)$ – функция распределения наработки ЛЗБ до отказа.

Для определения среднего времени нахождения ЛЗБ в состоянии E_i воспользуемся формулой полного математического ожидания непрерывной случайной величин

$$MS_i = \sum_{k=0}^{\infty} M[S_i | k\tau < \Xi \leq (k+1)\tau] \times [F((k+1)\tau) - F(k\tau)] \quad (9)$$

Воспользовавшись формулами (4), (5) и (9), получим

$$MS_1 = \sum_{k=0}^{\infty} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} \left[\sum_{v=1}^k v\tau P_{ЛО}(\tau, (v-1)\tau; v\tau | \vartheta) + \vartheta P_{ПП}(\tau, (k-1)\tau; k\tau | \vartheta) \right] \omega(\vartheta) d\vartheta. \quad (10)$$

При этом для условных вероятностей (4) – (7) справедливы следующие соотношения:

$$P_{\Lambda 0}(\tau, (v-1)\tau; v\tau | \xi) = \begin{cases} 0, & v=0; \\ P_{\Lambda 0}(\tau | \xi), & v=1; \end{cases}$$

$$P_{ПП}(\tau, (k-1)\tau; k\tau | \xi) = \begin{cases} 1, & k=0; \\ P_{ПП}(\tau | \xi), & k=1; \end{cases}$$

$$P_{ПН}(\tau, (j-1)\tau; j\tau | \xi) = \begin{cases} 0, & j=0; \\ P_{ПН}(\tau | \xi), & j=1; \end{cases}$$

$$P_{НО}(\tau, (N-1)\tau; N\tau | \xi) = \begin{cases} 1, & N=0; \\ P_{НО}(\tau | \xi), & N=1. \end{cases}$$

Аналогично определим средние продолжительности нахождения ЛЗБ в состояниях $\overline{E_2}, \overline{E_5}$:

$$MS_2 = \sum_{k=0}^{\infty} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} \sum_{j=k+1}^{\infty} (j\tau - \vartheta) P_{ПН}(\tau, (j-1)\tau; j\tau | \vartheta) \omega(\vartheta) d\vartheta, \quad (11)$$

$$MS_3 = t_{KP} \sum_{k=0}^{\infty} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} \left[\sum_{v=1}^k v P_{ЛО}(\tau, (v-1)\tau; v\tau | \vartheta) + \sum_{j=k+1}^{\infty} j P_{ПН}(\tau, (j-1)\tau; j\tau | \vartheta) \right] \omega(\vartheta) d\vartheta, \quad (12)$$

$$MS_4 = t_{ЛБ} \sum_{k=1}^{\infty} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} \sum_{v=1}^k P_{ЛО}(\tau, (v-1)\tau; v\tau | \vartheta) \omega(\vartheta) d\vartheta, \quad (13)$$

$$MS_5 = t_{ПБ} \sum_{k=0}^{\infty} \int_{k\tau}^{(k+1)\tau} \sum_{j=k+1}^{\infty} P_{ПН}(\tau, (j-1)\tau; j\tau | \vartheta) \omega(\vartheta) d\vartheta. \quad (14)$$

Случай экспоненциального закона распределения наработки ЛЗБ до отказа. Теоретически давно известно [14], что многоэлементные системы должны подчиняться экспоненциальному закону распределения времени безотказной работы. Современные ЛЗБ систем авионики являются достаточно сложными структурами. Так, например, система Flight Director, устанавливаемая на самолетах Boeing, состоит из 460 цифровых интегральных схем (ИС), 97 линейных ИС, 34 элементов памяти, 25 ИС специального применения и 7 процессоров [1]. Для электронных компонентов существуют внешние и внутренние механизмы отказов, обусловленные различными случайными факторами. К внешним факторам относятся такие, как электрическое перенапряжение, электрический разряд, воздействие окружающей среды, ошибки обслуживающего персонала и т.д. Внутренние факторы связаны с пробоем диэлектрика, электромиграцией, инжекцией горячих носителей заряда и т.д. Внутренние и внешние факторы складываются и приво-

дят к постоянной интенсивности отказов. Статистические данные об отказах электронных ЛЗБ подтверждают экспоненциальный закон распределения наработки до отказа [1, 15 – 17], при котором плотность распределения

$$\omega(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \quad (15)$$

где λ – интенсивность внезапных отказов ЛЗБ.

С учетом (15), условные вероятности (4) – (7) принимают следующий вид:

$$P_{ЛО}(\tau, (v-1)\tau; v\tau | \xi) = \alpha(1-\alpha)^{v-1}, v=1, k, \quad (16)$$

$$P_{ПР}(\tau, (k-1)\tau; k\tau | \xi) = (1-\alpha)^k, k=0, 1, 2, \dots, \quad (17)$$

$$P_{ПН}(\tau, (j-1)\tau; j\tau | \xi) = \\ = (1-\alpha)^k \beta^{j-k-1} (1-\beta), j=k+1, k+2, \dots, \quad (18)$$

$$P_{НО}(\tau, (N-1)\tau; N\tau | \xi) = (1-\alpha)^k \beta^{N-k}, N=1, 2, \dots \quad (19)$$

где α – условная вероятность "ложного отказа" при КР ЛЗБ на стоянке ВС в базовом аэропорту; β – условная вероятность "необнаруженного отказа" при КР ЛЗБ на стоянке ВС в базовом аэропорту.

Из выражения (19) видно, что, поскольку $\beta < 1$, то

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P_{НО}(\tau, (N-1)\tau; N\tau | \xi) = 0.$$

Подставляя в выражения (10) – (14) соотношения (15) – (18), получаем:

$$MS_1 = \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda[1 - (1-\alpha)e^{-\lambda\tau}]}; \quad (20)$$

$$MS_2 = \frac{1}{1 - (1-\alpha)e^{-\lambda\tau}} \times \left[\frac{\tau(1 - \beta e^{-\lambda\tau})}{1 - \beta} - \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda} \right]; \quad (21)$$

$$MS_3 = \frac{t_{KP}(1 - \beta e^{-\lambda\tau})}{(1-\beta)[1 - (1-\alpha)e^{-\lambda\tau}]}; \quad (22)$$

$$MS_4 = \frac{t_{ЛБ} \alpha e^{-\lambda\tau}}{1 - (1-\alpha)e^{-\lambda\tau}}; \quad (23)$$

$$MS_5 = \frac{t_{ПБ}(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - (1-\alpha)e^{-\lambda\tau}}, \quad (24)$$

где t_{KP} – средняя продолжительность КР; $t_{ЛБ}$, $t_{ПБ}$ – средняя продолжительность "ложного (правильного)

восстановления" ЛЗБ на заводе-изготовителе или в центре ТОиР.

Подставляя выражения (20) – (24) в формулы (2) и (3), определяем $K_{ТИ}$ и $K_{Г}$ при экспоненциальном законе распределения наработки ЛЗБ до отказа:

$$K_{ТИ} = (1-\beta)(1 - e^{-\lambda\tau}) / \left\{ \lambda \left[(\tau + t_{KP})(1 - \beta e^{-\lambda\tau}) \right] + \right. \\ \left. + \lambda(1-\beta) \left[t_{ЛБ} \alpha e^{-\lambda\tau} + t_{ПБ}(1 - e^{-\lambda\tau}) \right] \right\}, \\ K_{Г} = (1-\beta)(1 - e^{-\lambda\tau}) / \left\{ \lambda \left[\tau(1 - \beta e^{-\lambda\tau}) + \right. \right. \\ \left. \left. + (1-\beta) \left(t_{ЛБ} \alpha e^{-\lambda\tau} + t_{ПБ}(1 - e^{-\lambda\tau}) \right) \right] \right\}.$$

Предельные значения выражений (20) – (24) можно представить в виде следующих неравенств:

$$0 < MS_1 < \min\left(\frac{\tau}{\alpha}, \frac{1}{\lambda}\right); \quad (25)$$

$$0 < MS_2 < \frac{\tau}{1-\beta}; \quad (26)$$

$$\min\left(\frac{t_{KP}}{\alpha}, \frac{t_{KP}}{1-\beta}\right) < MS_3 < \max\left(\frac{t_{KP}}{\alpha}, \frac{t_{KP}}{1-\beta}\right),$$

$$0 < MS_4 < t_{ЛБ}, \quad 0 < MS_5 < t_{ПБ}.$$

Для практических приложений наибольший интерес представляют неравенства (25) и (26). В табл. 1 приведены предельные значения величин MS_i . На рис. 1 показаны зависимости оценок сверху для MS_1 (кривая 1) и MS_2 (кривая 2) от вероятностей α и β .

Зависимости построены при $\tau = 1$ ч в масштабе десятичного логарифма. Из анализа зависимостей следует, что диапазон изменения вероятностей α и β можно разбить на три интервала, а именно: от 0 до $\lambda\tau$, от $\lambda\tau$ до 0,5 и от 0,5 до 1.

Первый и третий интервалы не представляют интереса для практических выводов, поскольку на первом интервале исследуемые оценки не зависят от значений α и β , а на третий интервал значения α и β для реальных ВСК не попадают. На втором интервале наблюдается резкое уменьшение оценки MS_3 и довольно медленный рост оценки MS_2 .

Таблица 1

Предельные значения величин MS_i

MS_i	$0 < \tau < \infty$		$0 < \lambda < \infty$	
	$\lambda = 0$	$\lambda = \infty$	$\tau = 0$	$\tau = \infty$
MS_1	τ / α	0	0	$1 / \lambda$
MS_2	0	$\tau / (1 - \beta)$	0	∞
MS_3	t_{KP} / α	$t_{KP} / (1 - \beta)$	t_{KP} / α	$t_{KP} / (1 - \beta)$
MS_4	$t_{ЛВ}$	0	$t_{ЛВ}$	0
MS_5	0	$t_{ПВ}$	0	$t_{ПВ}$

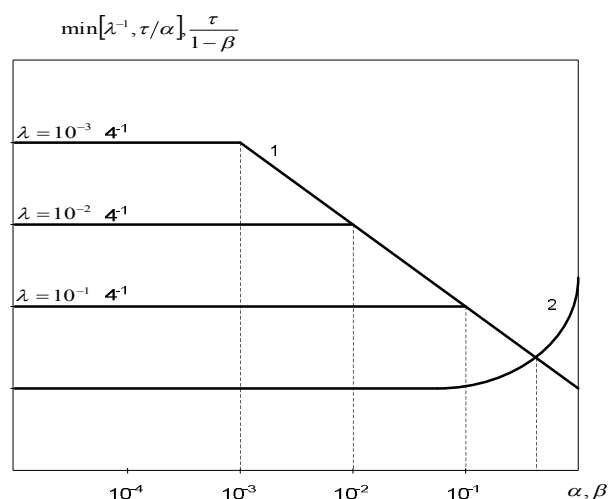


Рис. 1. Зависимости оценок сверху для среднего времени нахождения ЛЗБ в состояниях S_i от вероятностей α и β : 1 – MS_1 ; 2 – MS_2

Например, при $\lambda = 10^{-3} 1/\text{ч}$ и при изменении α от 0,001 до 0,1 оценка сверху для MS_1 уменьшается в 100 раз, а оценка сверху для MS_2 , при аналогичном изменении β , возрастает только на 11%. Отсюда следует важный практический вывод: если $\alpha \gg \lambda \tau$, то основное внимание при разработке средств контроля необходимо уделять уменьшению α , может быть, даже за счет незначительного увеличения вероятности β .

Достичь этого результата можно, например, увеличив контрольные допуски по отношению к гарантированным или изменив соответствующим образом порог принятия решения в алгоритме КР с временной избыточностью. Как видно из рис. 1, при $\tau/\alpha < 1/\lambda$ система с вероятностью, равной единице, не вырабатывает среднего времени безотказной работы. Поэтому при заданном значении λ соотно-

шение между параметрами α и τ должно быть таким, чтобы выполнялось неравенство $\tau/\alpha \geq 1/\lambda$.

Пример расчета показателей. Среднее время безотказной работы ЛЗБ $1/\lambda = 5000\text{ч}$. Перед каждым вылетом из базового аэропорта проводится КР ЛЗБ с помощью ВСК. Средняя продолжительность между вылетом и посадкой самолета в базовом аэропорту равна $\tau = t_{П} = 2\text{ч}$. Условные вероятности "ложного отказа" и "необнаруженного отказа" при КР с помощью ВСК $\alpha = \beta = 0,01$. Требуется определить оценку сверху для среднего времени между снятием ЛЗБ с борта ВС.

Используя неравенства (25) и (26), находим

$$MS_1 + MS_2 < \min\left(\frac{\tau}{\alpha}, \frac{1}{\lambda}\right) + \frac{\tau}{1 - \beta} = 200 + 2 = 202\text{ ч}.$$

Из данного примера видно, что вследствие высокой вероятности "ложных отказов" ВСК среднее время между снятиями ЛЗБ с борта ВС почти в 25 раз меньше среднего времени безотказной работы. Высокий процент ложных снятий ЛЗБ систем авионики подтверждается статистическими данными зарубежных авиакомпаний. Так, для систем авионики, удовлетворяющих требованиям ARINC-700, в потоке демонтированных ЛЗБ, забракованных ВСК, доля ложно снятых ЛЗБ составляет от 20% до 85% [4]. Отказы этих ЛЗБ не подтверждаются при последующем КР с помощью наземных средств контроля.

Заключение

Получены обобщенные математические выражения для средних продолжительностей нахождения легкозаменяемых блоков систем авионики в различ-

ных состояниях при произвольном законе распределения времени безотказной работы, учитывающие также факт многоразового контроля работоспособности в процессе эксплуатации. При экспоненциальном законе распределения времени безотказной работы определены нижние и верхние границы этих продолжительностей, позволившие установить связь между показателями достоверности, периодичности контроля работоспособности и интенсивности отказов легкозаменяемого блока. Показано, что для восстанавливаемых легкозаменяемых блоков при малой периодичности контроля работоспособности негативное влияние конечной достоверности контроля в основном связано с “ложными отказами”, а для блоков с низкой надежностью при большой периодичности контроля работоспособности это влияние обусловлено в основном “необнаруженными отказами”. Разработаны формулы для расчета коэффициентов технического использования и готовности восстанавливаемых легкозаменяемых блоков. Данные результаты позволяют произвести комплексную оценку эффективности стратегий технического обслуживания и ремонта легкозаменяемых блоков систем авионики. Их использование целесообразно как на этапе проектирования, так и в процессе эксплуатации воздушных судов.

Литература

1. Qin J., Huang B., Walter J., Bernstein B., Talmor M. Reliability analysis in the commercial aerospace industry // The Journal of the Reliability Analysis Center. – Department of Defense of the USA. – 2005. – P. 1-5.
2. Kapur K., Kumar S., Garg R.B. Contributions to hardware and software reliability // World Scientific. – 1999.
3. Finkelshtein A., Herer Y.T., Raz T., Ben-Gal I. Economic optimization of off-line inspection in a process subject to failure and recovery // IEE Transactions. – 2005. – Vol. 37. – № 11. – P. 995-1009.
4. Friend C.H. Aircraft maintenance management // Longman Scientific and Technical. – England. – 1992.
- 5 Vario J. Availability and cost functions for periodically inspected preventively maintained units // Reliability Engineering and System Safety. – 1999. – № 63. – P. 133-141.
6. Badia F., Berrade M., Campos C. Optimal inspection and preventive maintenance of units with revealed and unrevealed failures // Reliability Engineering and System Safety. – 2002. – № 78. – P. 157-163.
7. Whitaker J. C. Electronic systems maintenance handbook // CRC Press. – 2002.
8. Adachi K., Nishida T. An inspection policy for one-unit system subject to revealed and unrevealed failures // Microelectronics and Reliability. – 1981. – Vol. 21, № 1. – P. 51-62.
9. Yale T.H., Tzvi R. Further results in the optimal policy for imperfect inspection in discrete time // Production Planning & Control. – 1997. – Vol. 8. – № 4. – P. 377-384.
10. Suleyman O. Optimal periodic replacement of multicomponent reliability systems // Operations Research. – 1988. – Vol. 36, № 4. – P. 542-552.
11. Nakagava T. Maintenance theory of reliability // Springer Verlag. – 2005.
12. Шилов А.М. Оценка надежности технических устройств при наличии ошибок контроля // Надежность и контроль качества. – 1982. – № 3. – С. 38-43.
13. Уланский В.В. Оптимальные планы обслуживания радиоэлектронных систем на основе диагностирования // Вопросы технической диагностики. – Ростов-на-Дону: РИСИ. – 1987. – С. 137-143.
14. Drenick R.F. The failure law of complex equipment // Journal of the Society for Industrial and Applied Mathematics. – 1960. – Vol. 8. – P. 680-690.
15. Abernethy R.B. The new Weibull handbook // North Palm Beach. – Florida. – 1998.
16. Alarm M., Weir B., Silver P. A future of function of failure (CMOS gate oxide scaling) // IEEE Circuits and Devices. – 2002. – Vol. 18. – P. 42-48.
17. Hnatek E.R. Integrated circuit quality and reliability // Marcel Dekker Inc. – 2nd Edition. – 1995.

Поступила в редакцию 18.10.2006

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Г.Ф. Конахович, Национальный авиационный университет, Киев.