УДК.621.396

АЛГОРИТМ КОНТРОЛЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ БОРТОВОГО ПИЛОТАЖНО-НАВИГАЦИОННОГО КОМПЛЕКСА, УЧИТЫВАЮЩИЙ ИНФОРМАЦИОННУЮ ИЗБЫТОЧНОСТЬ КОМПЛЕКСА

Э.А. БОЛЕЛОВ, А.В. ЦЫКАРЕВ, А.В. СБИТНЕВ

Статья представлена доктором физико-математических наук, профессором Козловым А.И.

В работе рассматривается вариант синтеза алгоритма контроля технического состояния бортового пилотажно-навигационного комплекса на основе марковской теории оценивания случайных процессов с учетом информационной избыточности комплекса.

Ключевые слова: алгоритм контроля, техническое состояние, бортовой пилотажно-навигационный комплекс, информационная избыточность.

Введение

Бортовой пилотажно-навигационный комплекс (БПНК) современного воздушного судна (ВС) представляет собой сложную техническую систему, которая обладает информационной, функциональной и структурной избыточностью при определении значений навигационно-пилотажных параметров.

В процессе функционирования БПНК по назначению он подвергается воздействию отказов, помех, перепадов давления, температуры и т.д., что вызывает изменение его технического состояния. В настоящее время для контроля технического состояния БПНК используются ряд методов, которые по принципу организации взаимодействия средств контроля и БПНК можно разделить на тестовые и функциональные методы [1,4]. Построение бортовых систем контроля на основе тестовых методов не позволяет, как правило, достичь высокой методической достоверности контроля и производить контроль и диагностирование технического состояния БПНК в процессе его функционирования в полете. Широкие перспективы при построении систем контроля современных БПНК открываются с использование методов функционального контроля. Синтез алгоритмов контроля технического состояния БПНК в процессе функционирования может быть выполнена в этом случае на основе современной теории условных марковских процессов. Необходимо также отметить, что развитие вычислительных средств в составе современного БПНК требует разработки дискретных алгоритмов, которые позволят разработать программные и аппаратные средства контроля.

1. Постановка задачи

Математические модели выходных сигналов измерителей БПНК, учитывающие их внезапные отказы представляются в виде [2]:

$$\mathbf{Y}(k) = \mathbf{Z}(k) + \tilde{\mathbf{E}}_z(k), \qquad (1)$$

где $\mathbf{Z}(k)$ – вектор-столбец истинных значений измеряемых параметров; $\tilde{\mathbf{E}}_z(k)$ – вектор-столбец ошибок измерителей, математическая модель которого может быть представлена в виде:

$$\widetilde{\mathbf{E}}_z(k) = \widetilde{\mathbf{\Lambda}}(k)\mathbf{M}_z(k) + \mathbf{S}_z(k)\Delta t + \mathbf{E}_z(k), \qquad (2)$$

где $\mathbf{M}_z(k)$ – вектор-столбец математических ожиданий ошибок измерителя при возникновении отказов; $\widetilde{\mathbf{\Lambda}}(k) = \mathbf{\Lambda}(k)\mathbf{I}$; $\mathbf{I}$ - единичная матрица; $\mathbf{\Lambda}(k)$ - вектор-столбец, элементы которого принимают значение $\lambda_i(k)=0$ в случае нормального (штатного) функционирования измерителя и $\lambda_i(k)=1$ при отказе измерителя; $\mathbf{S}_z(k)$ - вектор-столбец медленно меняющихся составляющих ошибок измерителя; $\Delta t = t_k - t_{k-1}$; $\mathbf{E}_z(k)$ - вектор столбец ошибок при нормальном функционировании измерителя.

Процесс изменения технического состояния измерителей часто аппроксимируется дискретной цепью Маркова [2-4]. Таким образом, для каждого измерителя компонента вектора $\mathbf{\Lambda}(k)$ представляет собой дискретную цепь Маркова с двумя состояниями $\{0,1\}$ и заданными вектором начальных вероятностей состояний $\mathbf{P}_{\lambda i0} = [p_{\lambda i0}, p_{\lambda i1}]^T$ и матрицей вероятностей перехода $\pi_\lambda[\lambda_i(k) \mid \lambda_i(k-1)]$. Тогда для вектора $\mathbf{\Lambda}(k)$ вектор начальных вероятностей состояний определяется как $\mathbf{P}_{\mathbf{\Lambda}0} = \mathbf{P}_{\lambda_1 0} \otimes \mathbf{P}_{\lambda_2 0} \otimes ... \otimes \mathbf{P}_{\lambda_N 0}$, а матрица вероятностей переходов - $\boldsymbol{\pi}_{\mathbf{\Lambda}} = \pi_{\lambda_1} \otimes \pi_{\lambda_2} \otimes ... \otimes \pi_{\lambda_N}$, где $\otimes$ – символ операции прямого произведения матриц, N - число измерителей БПНК.

В выражении (2) изменение во времени компоненты $m_{xi}(k)$ вектора $\mathbf{M}_z(k)$ может быть описано в виде:

$$\begin{cases} m_{zi}(k) = 0, & \lambda_i(k) = 0; \\ m_{zi}(k) = m_{zi}(k-1), & \lambda_i(k) = 1; \\ m_{zi}(k) = m_{zi}(k-1) + \gamma_{mi} n_{mi}(k-1), & \lambda_i(k) = 1, \lambda_i(k-1) = 0, \end{cases} \qquad (3)$$

где γ_{mi} – параметр, характеризующий интенсивность «скачка» математического ожидания $m_{z_i}(k)$; $n_{mi}(k)$ – случайная гауссовская величина с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

В составе БПНК измерители, как правило, обеспечивают информационную избыточность при вычислении значения измеряемого параметр. Априорные уравнения, описывающие модели изменения во времени истинного значения параметра $z(k)$, в общем случае, неизвестны или не обладают достаточной степенью адекватности. Для преодоления этой априорной неопределенности, как показано в [1,4], требуется сформировать так называемые контрольные соотношения, инвариантные к измеряемому параметру. Контрольные соотношения представляют собой разницу между измерениями от разных измерителей. В результате формируется вектор-столбец:

$$\mathbf{\Delta}(k) = f(\mathbf{Y}(k)) = \left[\left(y_i(k) - y_j(k)\right)\right]^T, \; i \neq j, \qquad (4)$$

Вектор $\mathbf{\Delta}(k)$, по сути, является новым измерением, компоненты которого инвариантно к истинному значению измеряемого параметра $z(k)$ и позволяет оценить техническое состояние БПНК.

Таким образом, на основании выражений (1-4) при решении задачи контроля технического состояния БПНК требуется сформировать вектор непрерывных параметров:

$$\mathbf{X}(k) = [\mathbf{E}_z(k), \mathbf{M}_z(k), \mathbf{S}_z(k)]^T, \qquad (5)$$

и вектор дискретных параметров $\mathbf{\Lambda}(k)$, которые подлежат оцениванию в бортовой системе контроля для определения вида технического состояния.

Уравнение, описывающее эволюцию вектора (5) во времени, в векторно-матричном форме записывается в виде:

$$\mathbf{X}(k) = \mathbf{\Phi}_x \mathbf{X}(k-1) + \mathbf{\Gamma}_x(k, k-1, \mathbf{\Lambda})\mathbf{N}_x(k-1), \ \mathbf{X}(0) = \mathbf{X}_0, \tag{6}$$

где $\mathbf{\Phi}_x$, $\mathbf{\Gamma}_x(k, k-1, \mathbf{\Lambda})$ – известные матричные функции своих аргументов, зависящие от компонент вектора $\mathbf{\Lambda}(k)$; $\mathbf{N}_x(k)$ – вектор гауссовских случайных процессов с независимыми значениями и известными статистическими характеристиками $\mathbf{M}\{\mathbf{N}_x(k)\} = 0$, $\mathbf{M}\{\mathbf{N}_x(k)\mathbf{N}_x^m(m)\} = \mathbf{I}\delta_{km}$; $\mathbf{I}$ – единичная матрица; δ_{km} – символ Кронекера.

Вектор контрольных соотношений (4) в векторно-матричном форме имеет вид:

$$\mathbf{\Delta}(k) = \mathbf{\Phi}_\Delta(\mathbf{\Lambda})\mathbf{X}(k-1) + \mathbf{\Gamma}_\Delta(k, k-1, \mathbf{\Lambda})\mathbf{N}_x(k-1), \tag{7}$$

где $\mathbf{\Phi}_\Delta(\mathbf{\Lambda})$, $\mathbf{\Gamma}_\Delta(k, k-1, \mathbf{\Lambda})$ – известные матричные функции своих аргументов, зависящие от компонент вектора $\mathbf{\Lambda}(k)$.

Таким образом, задача синтеза алгоритмов контроля технического состояния БПНК может быть сведена к следующему. По наблюдению(7) в каждый момент времени требуется определить оптимальные оценки процессов (6) и $\mathbf{\Lambda}(k)$ по критерию минимума апостериорного среднего риска при квадратичной функции потерь. При получении соответствующих оптимальных алгоритмов воспользуемся методом разделения [2].

2. Алгоритм контроля технического состояния БПНК

При наблюдении процесса (7) исчерпывающее решение задачи оптимизации алгоритма контроля технического состояния БПНК может быть получено на основании совместной апостериорной плотности вероятности векторов $\mathbf{X}(k)$ и $\mathbf{\Lambda}(k)$

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}) = p\left(k; \mathbf{\Lambda}(k), \mathbf{X}(k) \mid \mathbf{\Delta}_0^k\right), \tag{8}$$

где $\mathbf{\Delta}_0^k = \{\Delta(0), \Delta(1), \Delta(2), ..., \Delta(k)\}$ – реализация наблюдения.

Указанная плотность вероятности удовлетворяет рекуррентному уравнению Стратоновича [2]:

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}) = C\iint \pi\left[\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}, \mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1, \mathbf{\Delta}(k-1)\right]\varpi_{k-1}(\mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1) d\mathbf{\Lambda}_1 d\mathbf{X}_1, \tag{9}$$

где C – нормировочная постоянная, определяемая выражением:

$$C = \left(\int ... \int \pi\left[\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}, \mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1, \mathbf{\Delta}(k-1)\right]\varpi_{k-1}(\mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1) d\mathbf{\Lambda}_1 d\mathbf{X}_1 d\mathbf{\Lambda} d\mathbf{X}\right)^{-1};$$

$\pi\left[\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}, \mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1, \mathbf{\Delta}(k-1)\right]$ – плотность вероятности перехода совместного марковского процесса.

Аналогично [2] будем искать решение в виде:

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda}, \mathbf{X}) = \varpi_k(\mathbf{\Lambda})\varpi_k(\mathbf{X} \mid \mathbf{\Lambda}). \tag{10}$$

Проинтегрировав обе части равенства (9) по $\mathbf{X}$, с учетом (10), получим:

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda}) = C_1 \int \tilde{\pi}_\Lambda\left[\mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1\right]\varpi_{k-1}(\mathbf{\Lambda}_1)\varpi_{k-1}(\mathbf{X}_1 \mid \mathbf{\Lambda}_1) d\mathbf{\Lambda}_1 d\mathbf{X}_1, \tag{11}$$

где C_1 – нормировочная постоянная, определяемая аналогично (9).

Плотность вероятности перехода $\tilde{\pi}_\Lambda[\cdot \mid \cdot]$, записанная с учетом независимости правой части от $\mathbf{\Delta}(k)$, может быть представлена как:

$$\tilde{\pi}_\Lambda\left[\mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1\right] = \pi_\Lambda\left[\mathbf{\Lambda} \mid \mathbf{\Lambda}_1\right]\pi_\Delta\left[\mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1\right], \tag{12}$$

где $\pi_\Delta\left[\mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Lambda}_1, \mathbf{X}_1\right] = \mathrm{N}\{\mathbf{\Phi}_\Delta(\mathbf{\Lambda})\mathbf{X}_1; \mathbf{B}_\Delta(\mathbf{\Lambda})\}$; $\mathbf{B}_\Delta(\Lambda) = \mathbf{\Gamma}_\Delta(\mathbf{\Lambda})\mathbf{\Gamma}_\Delta^T(\mathbf{\Lambda})$.

Здесь и далее по тексту $N\{\mathbf{M}; \mathbf{D}\}$ – гауссовская плотность вероятности, определяемая выражением:

$$p(\mathbf{X}) = \left[(2\pi)^n \det \mathbf{D}\right]^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{(-\frac{1}{2})\left[\mathbf{X}-\mathbf{M}\right]^m \mathbf{D}^{-1}\left[\mathbf{X}-\mathbf{M}\right]\right\},$$

где $\mathbf{M}$ – вектор математических ожиданий; $\mathbf{D}$ – матрица вторых центральных моментов; n – размерность вектора $\mathbf{X}$.

Для апостериорных вероятностей состояний компоненты вектора $\mathbf{\Lambda}(k)$ введем обозначение:

$$p_i(k) = \left\{\lambda_i(k) = i \mid \mathbf{\Delta}_0^k\right\},\ \mathrm{i} = 0{,}1. \tag{13}$$

Апостериорная плотность вероятности дискретного процесса $\mathbf{\Lambda}(k)$ связана с соответствующими апостериорными вероятностями состояний (13) соотношением:

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda}) = \underbrace{\sum_{i=0}^{1}\sum_{j=0}^{1}...\sum_{l=0}^{1}}_{N} p_{ij...l}(k)\delta(i,j,...,l), \tag{14}$$

где $\delta(\cdot)$ – дельта функция. Общее число операций суммирования определяется числом N.

Разделив обе части равенства (9) на $\varpi_k(\mathbf{\Lambda})$ получим:

$$\varpi_k(\mathbf{X} \mid \mathbf{\Lambda}) = C_x \iint \pi_x\left[\mathbf{X},\mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda},\mathbf{\Lambda}_1,\mathbf{X}_1\right]\varpi_{k-1}(\mathbf{\Lambda}_1)\varpi_{k-1}(\mathbf{X}_1 \mid \mathbf{\Lambda}_1)d\mathbf{X}_1 d\mathbf{\Lambda}_1, \tag{15}$$

где $\pi_x\left[\mathbf{X},\mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda},\mathbf{\Lambda}_1,\mathbf{X}_1\right] = \tilde{\pi}_x\left[\mathbf{X} \mid \mathbf{\Lambda},\mathbf{\Lambda}_1,\mathbf{X}_1\right]\pi_\Delta\left[\mathbf{\Delta}(k) \mid \mathbf{\Lambda},\mathbf{\Lambda}_1,\mathbf{X}_1\right]$;

$\tilde{\pi}_x\left[\mathbf{X} \mid \mathbf{\Lambda},\mathbf{\Lambda}_1,\mathbf{X}_1\right] = N\left\{\mathbf{\Phi}_X\mathbf{X}_1;\mathbf{B}_X(\mathbf{\Lambda})\right\}$; $\mathbf{B}_X(\mathbf{\Lambda}) = \mathbf{\Gamma}_X(\mathbf{\Lambda})\mathbf{\Gamma}_X^T(\mathbf{\Lambda})$.

В выражении (15) C_x – нормировочная постоянная, определяемая аналогично (9).

Соотношения (11), (14) и (15) представляют собой оптимальные алгоритмы контроля технического состояния БПНК и позволяют последовательно, при $\mathrm{k} = 0{,}1{,}2{,}\ldots$, рассчитать совместное апостериорное распределение (8) при наблюдении (7) и при помощи процедуры определения глобального максимума в соответствии с заданным критерием определить оценки векторов $\mathbf{X}^*(k)$ и $\mathbf{\Lambda}^*(k)$.

3. Пример

Пусть для решения конкретной навигационной задачи в БПНК используются три измерителя ($N = 3$): инерциальная навигационная система (ИНС), бортовая аппаратура спутниковой навигационной системы (СНС) и бортовая аппаратура радиотехнической системы ближней навигации (РСБН), обеспечивающие измерение одного параметра.

Математические модели ошибок СНС и РСБН можно представить выражениями:

$$\tilde{\varepsilon}_c(k) = \lambda_c(k)m_c(k) + \varepsilon_c(k),\ \varepsilon_c(k) = f_c\varepsilon_c(k-1) + \gamma_c n_c(k-1),\ \varepsilon_c(0) = \varepsilon_{c0},$$

$$\tilde{\varepsilon}_p(k) = \lambda_p(k)mp_c(k) + \varepsilon_p(k),\ \varepsilon_p(k) = f_p\varepsilon_p(k-1) + \gamma_p n_p(k-1),\ \varepsilon_p(0) = \varepsilon_{p0},$$

где $f_c = \exp(-\alpha_{\varepsilon c}\Delta t)$; $f_p = \exp(-\alpha_{\varepsilon p}\Delta t)$; $\gamma_c = \sqrt{\sigma_{\varepsilon c}^2(1-f_c^2)}$; $\gamma_p = \sqrt{\sigma_{\varepsilon p}^2(1-f_p^2)}$; $n_c(k)$ и $n_p(k)$ - случайные гауссовские величины с нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями; $\sigma_{\varepsilon c}^2$, $\sigma_{\varepsilon p}^2$ – дисперсии ошибок СНС и РСБН; $\alpha_{\varepsilon c} = \tau_{\varepsilon c}^{-1}$, $\alpha_{\varepsilon p} = \tau_{\varepsilon p}^{-1}$, $\tau_{\varepsilon c}$ и $\tau_{\varepsilon p}$ – постоянные времени СНС и РСБН, соответственно.

Математическая модель ошибки ИНС содержит как медленно меняющуюся, так и флуктуационную составляющую и может быть описана выражением:

$$\tilde{\varepsilon}_u(k) = \lambda_u(k)m_u(k) + \varepsilon_u(k),\ \varepsilon_u(k) = \varepsilon_u(k-1) + S_u(k-1)\Delta t + \gamma_u n_u(k-1),$$

$$S_u(k) = S_u(k-1),\ S_u(0) = S_{u0}, \varepsilon_u(0) = \varepsilon_{u0},$$

где $\gamma_u = (2\Delta t\alpha_u\sigma_u^2)^{-0,5}$; α_u – ширина спектра флуктуаций ошибки ИНС; σ_u^2 –

стационарные значения дисперсий ошибки ИНС; $n_u(k)$ – случайная гауссовская величина с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

Вектор контрольных соотношений с учетом (4) имеет вид:

$$\mathbf{\Delta}(k)=\begin{bmatrix}\tilde{\varepsilon}_c(k)-\tilde{\varepsilon}_u(k)\\ \tilde{\varepsilon}_p(k)-\tilde{\varepsilon}_u(k)\\ \tilde{\varepsilon}_c(k)-\tilde{\varepsilon}_p(k)\end{bmatrix}.$$

Вектор непрерывных параметров, подлежащий оцениванию, имеет вид:

$$\mathbf{X}(k)=\left[\varepsilon_c(k)\quad \varepsilon_p(k)\quad \varepsilon_u(k)\quad m_c(k)\quad m_p(k)\quad m_u(k)\quad S_u(k)\right]^T,$$

а вектор дискретных параметров:

$$\mathbf{\Lambda}(k)=\left[\lambda_c(k)\quad \lambda_p(k)\quad \lambda_u(k)\right]^T.$$

Ненулевые элементы известных матриц, входящих в выражения (6) и (7) имеют следующий вид: $\mathbf{\Phi}_{x1,1}=f_c$, $\mathbf{\Phi}_{x2,2}=f_p$, $\mathbf{\Phi}_{x3,3}=1$, $\mathbf{\Phi}_{x3,7}=\Delta t$, $\mathbf{\Phi}_{x4,4}=1$, $\mathbf{\Phi}_{x5,5}=1$, $\mathbf{\Phi}_{x6,6}=1$, $\mathbf{\Phi}_{x7,7}=1$; $\mathbf{\Gamma}_{x1,1}=\gamma_c$, $\mathbf{\Gamma}_{x2,2}=\gamma_c$, $\mathbf{\Gamma}_{x3,3}=\gamma_u$, $\mathbf{\Gamma}_{x4,4}=\gamma_{mc}(\lambda_c(k),\lambda_c(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{x5,5}=\gamma_{mp}(\lambda_p(k),\lambda_p(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{x6,6}=\gamma_{mu}(\lambda_u(k),\lambda_u(k-1))$; $\mathbf{\Phi}_{\Delta1,1}=f_c$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta1,3}=-1$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta1,4}=-\lambda_u(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta1,6}=-\lambda_u(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta1,7}=-\Delta t$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta2,2}=f_p(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta2,3}=-1$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta2,5}=\lambda_p(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta2,6}=-\lambda_u(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta2,7}=-\Delta t$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta3,1}=f_c(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta3,2}=f_p(k)$, $\mathbf{\Phi}_{\Delta3,4}=\lambda_c(k)$ $\mathbf{\Phi}_{\Delta3,5}=-\lambda_p(k)$. $\mathbf{\Gamma}_{\Delta1,1}=\gamma_c$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta1,3}=\gamma_u$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta1,4}=\gamma_{mc}(\lambda_c(k),\lambda_c(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta1,6}=\gamma_{mu}(\lambda_u(k),\lambda_u(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta2,2}=\gamma_p$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta2,3}=\gamma_u$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta2,5}=\gamma_{mp}(\lambda_p(k),\lambda_p(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta2,6}=\gamma_{mu}(\lambda_u(k),\lambda_u(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta3,1}=\gamma_c$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta3,2}=\gamma_p$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta3,4}=\gamma_{mc}(\lambda_c(k),\lambda_c(k-1))$, $\mathbf{\Gamma}_{\Delta3,5}=\gamma_{mp}(\lambda_p(k),\lambda_p(k-1))$.

Апостериорная плотность вероятности дискретного процесса $\mathbf{\Lambda}(k)$ определяется соотношением:

$$\varpi_k(\mathbf{\Lambda})=\sum_{i=0}^{1}\sum_{j=0}^{1}\sum_{l=0}^{1}p_{ijl}(k)\delta(i,j,l).$$

подставляя которое в (11) можно получить аналитические выражения для апостериорных вероятностей $p_{ijl}(k)$. В силу громоздкости выражений для $p_{ijl}(k)$, а также выражений для (15) в данной статье они не приводятся.

Заключение

Практическая реализация оптимальных алгоритмов контроля технического состояния БПНК затруднена даже при использовании современных бортовых вычислительных машин, следовательно требуется упрощать полученные алгоритмы. Одним из наиболее приемлемых вариантов упрощения оптимальных алгоритмов является переход к квазиоптимальным алгоритмам контроля, синтез которых производится на основе метода гауссовской аппроксимации [4, 5, 6].

ЛИТЕРАТУРА

1. **Миронов М.А., Ярлыков М.С.** Оптимальные дискретные алгоритмы функционального диагностирования технического состояния динамических систем. //Автоматика и телемеханика, 1985, №10.

2. **Ярлыков М.С., Миронов М.А.** Марковская теория оценивания случайных процессов. - М.: Радио и связь, 1993.

3. **Миронов М.А.** Обнаружение изменения свойств наблюдаемых и ненаблюдаемых случайных процессов. //Радиотехника, 2007, №1.

4. **Болелов Э.А.**, **Сбитнев А.В**. Оптимизация алгоритмов контроля и диагностирования пилотажно-навигационного комплекса. //Научный вестник МГТ ГА, 2008, №126.

Сведения об авторах

Болелов Эдуард Анатольевич, 1967 г.р., окончил ВВИА имени профессора Н.Е. Жуковского (1997 г.), кандидат технических наук, доцент, заведующий кафедрой технической эксплуатации радиоэлектронного оборудования воздушного транспорта МГТУ ГА, автор 40 научных работ, область научных интересов - эксплуатация сложных технических систем, обработка информации в навигационных комплексах, электронный адрес: e.bolelov@mstuca.aero.

Цыкарев Андрей Васильевич (1988 г.р.) – окончил Московский Государственный Технический Университет Гражданской Авиации (2010), инженер 2 категории Службы Информатики ОАО «Шереметьево-Карго», автор 2 научных работ, область научных интересов – техническая защита информации, эксплуатация воздушного транспорта, электронный адрес: tsykarev.av2013@yandex.ru.

Сбитнев Александр Васильевич, 1978 г.р., окончил ВВИА имени профессора Н.Е. Жуковского (2005 г.), кандидат технических наук, заведующий кафедрой вычислительных машин комплексов, систем и сетей МГТУ ГА, автор 20 научных работ, область научных интересов - эксплуатация сложных технических систем, электронный адрес: a.sbitnev@mstuca.aero.

THE ALGORITHM OF CONTROL OF TECHNICAL CONDITION THE ONBOARD FLIGHT-NAVIGATION COMPLEX, TAKING INTO ACCOUNT THE INFORMATION REDUNDANCY OF THE COMPLEX
(ABSTRACTS)

Bolelov E.A. Moscow State Technical University of Civil Aviation (e.bolelov@mstuca.aero)
Tsykarev A.V. Informatics Service OJSC "Sheremetyevo-Cargo» (tsykarev.av2013@yandex.ru.)
Sbitnev A.V. Moscow State Technical University of Civil Aviation (a.sbitnev@mstuca.aero)

Keywords: control algorithm, the technical condition, on-Board flight navigation system, information redundancy.

This paper considers a variant of the algorithm of control of technical condition of the onboard flight-navigation complex on the basis of the theory of Markov estimation of random processes based on the information redundancy of the complex.

REFERENCES

1. **Mironov M. A., Yarlykov M. S**. Optimal discrete functional algorithms of diagnosing the technical condition of dynamical systems. //Automation and remote control, 1985, No. 10.
2. **Yarlykov M. S**, **Mironov M. A**. Markov estimation theory random processes. - M.: Radio and communication, 1993.
3. **Mironov M. A.** Detection of changing properties of the observed and unobserved random processes. //Radio engineering, 2007, No. 1.
4. **Bolelov E. A., A. V. Sbitnev** Optimization algorithms for control and diagnostics of flight-navigation complex. //Scientific Bulletin of the MGT HA, 2008, No. 126.