

ИЗСЛЕДВАНЕ НА ВЛИЯНИЕТО НА РЕАЛНАТА ТЕХНИЧЕСКА НАДЕЖДНОСТ ВЪРХУ ЕФЕКТИВНОСТТА НА РЕЗЕРВИРАНЕ НА ИНФОРМАЦИЯТА, НЕОБХОДИМА ЗА ФУНКЦИОНИРАНЕ НА ДИАГНОСТИЧНИ СИСТЕМИ

Светлозар Асенов

Българско астронавтическо дружество, клон Пловдив
e-mail: bad_plovdiv2015@abv.bg

Ключови думи: въздухоплавателни средства, експлоатационната надеждност, достоверност на информацията

Резюме: Съвременните въздухоплавателни средства са практически резултат от продължителна и задълбочена научноизследователска и приложна дейност. В същото време, в авиацията на ВВС продължават да се експлоатират самолети и вертолетите с изтичащ или с удължен общ технически ресурс. Това налага необходимостта да се търсят ефективни пътища за повишаване на експлоатационната надеждност на отделните елементи, блокове и агрегати на ВС, които имат функции с нарастване на интензивността на отказите във времето. Това налага повишаване на изискванията към оценка на достоверността на получаваната и обработваната за изпълнение на полета информация.

RESEARCH OF THE IMPACT OF REAL TECHNICAL RELIABILITY ON THE EFFICIENCY OF REDUNDANCY OF INFORMATION REQUIRED FOR THE FUNCTIONING OF DIAGNOSTIC SYSTEMS

Bulgarian astronautical society, Plovdiv Branch
e-mail: bad_plovdiv2015@abv.bg

Keywords: aircraft, operational reliability, reliability of information

Abstract: Modern aircraft are the practical result of a long and in-depth research and application activity. At the same time, aircraft and helicopters with expired or extended general technical resources continue to be operated in the aviation of the Air Force. This necessitates the search for effective ways to increase the operational reliability of the individual aircraft elements, units and units that have functions with increasing failure rate over time. This requires an increase in the requirements for assessing the reliability of the information received and processed for flight execution.

Въведение

Съвременните въздухоплавателни средства (ВС) са практически резултат от продължителна и задълбочена съвместна научноизследователска и приложна дейност на авиационни изследователски центрове и големи авиационни корпорации. При проектирането и конструирането на съвременните ВС се предвижда двойно и тройно, а в някои случаи и четворно резервиране на отделните функционални системи. Изключително внимание се отделя на кабината за да бъдат създадени максимални ергономични условия за работа на екипажа [6]. Въвеждането и изпълнението на всички тези конструктивни изисквания водят до повишаване на надеждността на ВС като цяло и до повишаване на вероятността за безопасен край на полета.

Основните летища във Военновъздушните сили на Република България вече са оборудвани с комуникационни, информационни и навигационни системи, в съответствие с изискванията на ICAO (International Civil Aviation Organization) и на НАТО. Във ВВС вече се експлоатират следните съвременни ВС: вертолетите Bell-206 и AS-532 AL Cougar, самолети Pilatus

PC-9 и PC-12, C-27J Spartan. В същото време, в авиацията на ВВС продължават да се експлоатират самолети и вертолетите с изтичащ или с удължен общ технически ресурс. Това налага необходимостта да се търсят ефективни пътища за повишаване на експлоатационната надеждност на отделните елементи, блокове и агрегати на ВС, които имат функции с нарастване на интензивността на отказите във времето [1,4]. Това налага повишаване на изискванията към оценка на достоверността на получаваната и обработваната за изпълнение на полета информация.

1. Оценка за достоверността на информацията, получавана от бордови източници

Както е известно, за повишаване на достоверността на информацията се използва нейното паралелно резервиране [4,5], което се състои в използването вместо на един на няколко източника на информация. При това информацията, която се доставя на управляваната система от n на брой източника на информация се приема тогава, когато Q на брой от всички n източника ($Q < n$) потвърждават нейната достоверност. Такъв принцип на въвеждане на информация се нарича „мажоритарен“ [7,8], като Q определя индекса на мажоритарност (т.нар. „кворум“). Нека е даден някакъв фиксиран n -брой резервирани и еднакви източника на информация, то тогава вероятностните характеристики на такава система с мажоритарен принцип за приемане на информацията може да бъде описана с триномиално разпределение [3,8]:

$$(1) \quad p(n - m, m - k, k) = C_n^{n-m} \cdot a^{n-m} \cdot C_m^{m-k} \cdot b^{m-k} \cdot d^k,$$

като $(a + b + d) = 1$, където a е вероятността за достоверност на информацията от един източник на информация; b е вероятността за недостоверен сигнал за наличие на контролираното явление („лъжлива тревога“ за наличие на събитие); d е вероятността за неоткриване (нерегистриране) на контролираното явление.

Изразът (1) определя вероятността $p(n - m, m - k, k)$ за това, че от общо n източника на информация k на брой не откриват никаква информация, когато в действителност тя съществува, $(m - k)$ на брой сработват по „лъжлива тревога“, и само $(n - m)$ източника на информация подават вярна информация, като при това $(n > m > k)$.

Изразът (1) определя вероятностното състояние на резервирана система от n източника на информация, когато всички източници са технически изправни. При технически ненадеждна система броят n на резервираните източници на информация ще бъде случайна величина.

Вероятността $p(n)$ за наличие на n на брой технически изправни източници на информация в система от общо N на брой такива източника, може да бъде описана с биномиално разпределение:

$$(2) \quad p(n) = C_N^n p^n (1 - p)^{N-n},$$

където p е вероятност за техническа изправност на един източник на информация.

Съгласно закона за пълната вероятност [2,7], вероятността $P_Z(n, m, k)$ разпределение на случайната величина Z , която представлява сумата N на случайните величини (в цели числа), може да бъде описана със следния общ израз:

$$(3) \quad P_Z(n, m, k) = \sum_{n=0}^N p(n) p(n - m, m - k, k).$$

Като се заместят изразите (1) и (2) в (3) ще се получи:

$$(4) \quad P_Z(n, m, k) = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1 - p)^{N-n} C_n^{n-m} \cdot a^{n-m} \cdot C_m^{m-k} \cdot b^{m-k} \cdot d^k.$$

От (4) лесно могат да бъдат получени формулите за определяне на следните вероятности: $P_{1(Q)}$ – вероятност за вярно съобщаване на мажоритарна система с N на брой източника на информация; $P_{2(Q)}$ – вероятност за неоткриване на очаквано събитие от система с N на брой източника на информация, и съответно, $P_{3(Q)}$ – вероятност за „лъжлива тревога“.

$$(5) \quad \begin{cases} P_{1(Q)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1 - p)^{N-n} [1 - \sum_{m=n-Q+1}^n C_n^{n-m} a^{n-m} (1 - a)^m] \\ P_{2(Q)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1 - p)^{N-n} \sum_{m=n-Q}^{Q-1} C_n^{n-m} a^{n-m} \sum_{m-k=0}^{Q-n+m-1} C_m^{m-k} b^{(m-k)} d^k \\ P_{3(Q)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1 - p)^{N-n} \cdot \sum_{m-k=Q}^n C_m^{(m-k)} \cdot b^{(m-k)} \cdot d^k \end{cases}$$

където Q е индексът на мажоритарност, като при това $P_{1(Q)} + P_{2(Q)} + P_{3(Q)} = 1$.

Например, при $Q = 2$ вероятностите $P_{1(Q)}$, $P_{2(Q)}$, $P_{3(Q)}$ се определят от следните формули:

$$(6) \quad \begin{cases} P_{1(2)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1-p)^{N-n} [1 - (1-a)^n - n \cdot a \cdot d^{n-1}] \\ P_{2(2)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1-p)^{N-n} (d^n + n \cdot b \cdot d^{n-1} + n \cdot a \cdot d^{n-1}) \\ P_{3(2)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1-p)^{N-n} [(1-a)^n - d^n - n \cdot b \cdot d^{n-1}] \end{cases}$$

Индексът Q във формули (5) определя кворума при мажоритарна логика, т.е. информацията се приема само тогава, когато нейната достоверност потвърждават не по-малко от Q на брой източника на информация [2,3]. При $Q=1$ изразът (5) съществено се опростява:

$$(7) \quad \begin{cases} P_{1(1)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1-p)^{N-n} [1 - (1-a)^n] = 1 - (1-pa)^N \\ P_{2(1)} = \sum_{n=0}^N C_N^n p^n (1-p)^{N-n} d^n = (pd + 1 - p)^N = [1 - p(1-d)]^N \\ P_{3(1)} = (1-pd)^N - [1 - p(1-d)]^N \end{cases}$$

Формули (7) леко се трансформират за система от източници на информация, с различни вероятностни характеристики a_i, b_i, d_i и различни вероятности p_i за безотказна работа за i -я източник на информация:

$$(8) \quad \begin{cases} P_1 = 1 - \prod_{i=1}^N (1 - p_i a_i) \\ P_2 = \prod_{i=1}^N [1 - p_i (1 - d_i)] \\ P_3 = \prod_{i=1}^N (1 - p_i a_i) - \prod_{i=1}^N [1 - p_i (1 - d_i)] \end{cases}$$

2. Теорема за оценка достоверността на информацията от бордови източници с различни вероятностни характеристики

Системата от N източника на информация с различни вероятностни характеристики a_i, b_i, d_i при индекс на мажоритарност $Q = 1$ винаги ще имат по-висока системна вероятност $P_{1(1)}$ за достоверно определяне на контролираното явление в сравнение със система от N на брой източника на информация, имащи еднакви усреднени вероятностни характеристики a, b, d , които изпълняват условията:

$$(9) \quad \begin{cases} a = \sum_{i=1}^N \frac{a_i}{N}, \\ b = \sum_{i=1}^N \frac{b_i}{N}, \\ d = \sum_{i=1}^N \frac{d_i}{N} \end{cases}$$

Доказателство. Нека част от източниците на информация (N_1 на брой) имат характеристики $a_1 = a + \Delta$, а втората част N_2 имат характеристики $a_2 = a - \Delta$.

Тогава, съгласно (8), може да запишем:

$$(10) \quad P_{1(1)} = 1 - (1 - a - \Delta)^{N_1} \cdot (1 - a + \Delta)^{N_2},$$

където $N = N_1 + N_2$.

Необходимо е да се докаже неравенството:

$$(11) \quad 1 - (1 - a - \Delta)^{N_1} \cdot (1 - a + \Delta)^{N_2} > 1 - (1 - a)^N,$$

което също така може да бъде записано във вида:

$$(12) \quad (1 - a)^N > (1 - a - \Delta)^{N_1} \cdot (1 - a + \Delta)^{N_2}.$$

Нека да въведем променливите:

$$x = (1 - a - \Delta)^{N_1} \text{ и } y = (1 - a + \Delta)^{N_2}.$$

При това, $x + y = u$ и $0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1, 0 \leq u \leq 1$.

За определяне на максималното значение на произведението $x \cdot y$ ще използваме функцията на Лагранж [5]:

$$L(x, y) = x \cdot y; \quad \gamma(x, y) = x + y - u.$$

Тогава може да се запишем

$$L_{max}(x, y) = L(x, y) + \lambda \cdot \gamma(x, y).$$

Съставяме система уравнения на Лагранж:

$$(13) \quad \begin{cases} \frac{\partial L(x,y)}{\partial x} = y + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L(x,y)}{\partial y} = x + \lambda = 0 \\ \gamma(x,y) = x + y - u \end{cases}$$

Единственото решение на тази система ще бъде $x_0 = y_0 = \frac{u}{2}$. Оттук следва, че $x_0 y_0 > x y$. След обратната замяна на променливите

$$x_0 = y_0 = (1-a)^{\frac{N}{2}}, \quad x = (1-a+\Delta)^{N_1} \text{ и } y = (1-a-\Delta)^{N_2},$$

Ще получим доказателство за неравенство (12).

По този начин теоремата е доказана.

3. Анализ на приложимите следствия от Теоремата за оценка достоверността на информацията

Следствие 1. Ако при определяне на вероятността $P_{1(1)}$, съгласно формула (8), се разположат в ред различните източници на информация по нарастване на стойностите на вероятностите a_i за достоверно съобщаване на информация от i -я източник:

$$(14) \quad a_N > a_{N-1} > \dots > a_2 > a_1,$$

и като се отчетат вероятностите p_i за безотказна работа на всеки източник и ги разположим в ред по нарастване на значенията на p_i :

$$(15) \quad p_N > p_{N-1} > \dots > p_2 > p_1,$$

то в съответствие с доказаната теорема, съгласно (7) и (8), може да бъде определено нарастването Δp_i на вероятността p_i на достоверното съобщение:

$$(16) \quad \Delta P_1 = (1-pa)^N - \prod_{i=1}^N (1-p_i a_i),$$

където $p_i a_i$ са ранговани, съгласно (14) и (15).

Следствие 2. Ако предположим, че вероятностите P_i за безотказна работа са ранговани така, че за източниците с най-високи вероятностни характеристики a_i съответстват най-ниските стойности на вероятностите p_i така, че

$$(17) \quad p_N < p_{N-1} < \dots < p_2 < p_1,$$

то не е трудно да се покаже, че произведението от вероятностите $p_i a_i$ ще бъдат почти равни помежду си, и тогава нарастването $\Delta P_{1(1)}$ на вероятността за достоверно съобщение, което се определя по формула (16), ще бъде сведена до минимум.

Заклучение

Ако източниците на информация бъдат ранговани така, че източникът с най-висока вероятностна характеристика a_i да съответства на най-високата вероятност p_i за безотказна работа, то системната вероятност $P_{1(1)}$ за достоверно разпознаване на контролираното явление ще има максимална стойност $P_{1(1)}^{max}$ в сравнение с другите варианти на ранговане.

Ако ранговката на източници на информация бъде извършена така, че източникът с най-висока вероятностна характеристика a_i да съответства на най-ниската вероятност p_i за безотказна работа, то системната вероятност $P_{1(1)}$ за достоверно разпознаване на контролираното явление ще има минимална стойност $P_{1(1)}^{min}$ в сравнение с другите варианти на ранговане.

Всякакви други варианти за използване на източници на информация в мажоритарна система с вероятностни характеристики $p_i a_i$ ще осигурят междинни стойности за системната вероятност $P_{1(1)}$ между $P_{1(1)}^{max}$ и $P_{1(1)}^{min}$, т.е. $P_{1(1)}^{max} > P_{1(1)} > P_{1(1)}^{min}$.

При реализацията на мажоритарна логика при вземането на решение за достоверността на информацията от N на брой източници, по принципа „поне един“ е необходимо да се въведе корекция с приоритет в полза на източниците с най-високи стойности на вероятностните характеристики p_i, a_i .

Във връзка с изложеното по-горе следва да се отбележи, че към източниците на

информация се предявяват изключително строги и трудно изпълними изисквания: висока надеждност p_i при високи функционални характеристики a_i .

Литература:

1. Велчев, В. Н., Основни изисквания, предявявани при прогнозиране на ТС на авиационната техника, Научно-тематичен сборник от доклади на научна сесия 9-10 октомври „85 години от участието на българската авиация в Балканската война“, ВВВУ „Г. Бенковски“, Долна Митрополия, ВВВУ, 1998.
2. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей, 10-е издание, стереотипное. „Академия“. М. 2005. 573 стр.
3. Гмурман, В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика, 12-е издание, переработаное. „Высшее образование“. М. 2008. 480 стр.
4. Загорски, Н., Възможности за определяне на нивото на безопасност на полета в условията на Система за управление на авиационната безопасност при съхраняване на летателната годност на въздухоплавателните средства, Международна научна конференция „Техника, технологии и системи“ ТЕХСИС 2009, Технически университет – София, филиал Пловдив, 29-30 май 2009 г., Journal of the Technical University – Sofia, Plovdiv Branch, Bulgaria Vol. 14 (2) 2009, стр. 365–373.
5. Загорски, Н., Оценка на експлоатационната надеждност при експлоатацията на вертолети AS 332 Super Puma, Sixth Scientific Conference with International Participation SPACE, ECOLOGY, SAFETY SES 2010, стр. 134–137.
6. Загорски, Н., Приблизени модели за оптимизация на параметрите за експлоатация и техническо обслужване на авиационните системи с оценка на точността и достоверността на получаваните резултати, Международна научна конференция „Техника, технологии и системи“ ТЕХСИС 2009, Технически университет – София, филиал Пловдив, 29-30 май 2009 г., Journal of the Technical University – Sofia, Plovdiv Branch, Bulgaria Vol. 14 (2) 2009, стр. 359–364.
7. Brandt, S. Data analysis, Statistical and Computational Methods for Scientist and Engineer, Third Edition. Springer-Verlag. New York. 2003. 687 p.
8. Fisz, M. Probability Theory and Mathematical Statistics. Wiley. New York. 1993. 298 p.