Грищенко Ю.В., Заліський М.Ю., Павлова С.В., Соломенцев О.В.

АЛГОРИТМИ ОБРОБКИ ДАНИХ ПІД ЧАС ПІДГОТОВКИ ПІЛОТІВ НА КОМПЛЕКСНОМУ ТРЕНАЖЕРІ ЛІТАКА

У статті розглянуті питання підвищення якості підготовки екіпажів на комплексному тренажері літака Ан-148. Ці дослідження спрямовані на підвищення безпеки в особливих випадках польоту. Проблема людського фактора сьогодні є актуальною. На сучасних тренажерах відпрацьовуються дії в простих і складних умовах польоту. Проте всі дії під час одночасних відмов передбачити неможливо. Зазначені відмови також призводять до підвищеної напруженості людини-оператора. Сьогодні існує завдання навчити пілота не погіршити якість техніки пілотування в таких ситуаціях. Сучасні цифрові тренажери дають великі можливості для обробки статистичних даних. Тому на часі впровадження нових методів для автоматизації аналізу польотної інформації і отримання результатів за експериментальними даними. Зміни параметрів польоту мають випадковий характер, не зважаючи на прагнення пілота чітко слідувати по заданій траєкторії польоту. У результаті статистичної обробки даних кута крену за глісадою були визначені дві моделі опису імовірнісних законів розподілу цього важливого параметра польоту повітряного судна. Зокрема, під час польоту без відмов і з одиничними відмовами пропонується використовувати нормальний закон розподілу кута крену. Під час одночасних комплексних відмовах, коли їх кількість більше двох, пропонується використовувати узагальнений розподіл Вейбулла для флуктуацій кута крену. Ця модель зміни кута крену вказує на погіршення якості техніки пілотування через підвищення психофізіологічної напруженості роботи пілота повітряного судна. У статті виконано синтез двох алгоритмів виявлення факту підвищеної психофізіологічної напруженості пілота у випадку складних відмов. Перший алгоритм заснований на критерії Неймана-Пірсона, а другий – відповідає оптимальному Байєсівському критерію. У процесі синтезу алгоритмів виявлення використовувалося припущення про те, що в тренді кута крену у випадку складних відмов спостерігається гармонійна складова. Це дозволило спростити аналітичний вид алгоритмів обробки даних.

Ключові слова: детерміновані коливання, закон розподілу, якість техніки пілотування, випадковий процес, людський фактор.

Вступ. Сучасні повітряні судна (ПС) мають високу надійність авіоніки та інших систем. Авіаційні події носять малоімовірний характер. Автоматизація управління ПС розвантажує екіпаж від рутинних дій і звільняє час для прийняття рішень. У той же час у екіпажу відбувається підвищена психофізіологічна напруженість у разі переходу на управління під час збоїв (відмов) в системах авіоніки та іншому обладнанні.

Процес підготовки льотного складу в цивільній авіації включає в себе відпрацювання дій в особливих випадках польоту на комплексних тренажерах літака (КТЛ). Дуже важливо відпрацювати стійкий навик послідовності дій у таких ситуаціях. Однак, поєднання одночасної дії декількох відмов відпрацювати неможливо.

Раніше на КТЛ Ту-154 Б2 було встановлено, що у 70% пілотів без спеціальної підготовки відбувається збільшення амплітуди параметрів польоту повітряного судна (ЗАППС) внаслідок підвищення психофізіологічної напруженості пілота у випадку одночасних відмов авіаційного обладнання (від двох відмов і більше).

Для підготовки екіпажів сучасних ПС також необхідно навчання щодо адекватних дій у разі одночасного виникнення негативних факторів. Це моделюється комплексних збоями (відмовами) авіоніки на КТЛ. Для оцінки характеристик ергатичної системи управління повітряним судном доцільно застосовувати методи математичної статистики, теорії статистичних рішень і теорії ймовірностей.

Аналіз літератури та постановка задачі. Екіпажі необхідно навчити вміти не погіршувати якість техніки пілотування у разі виникнення підвищеної психофізіологічної напруженості. Тому треба розробити методи оцінки характеристик ергатичної системи керування ПС у наслідок збоїв у системах авіоніки для об'єктивного визначення якості техніки пілотування в особливих випадках польоту.

Закони розподілу для опису можливих подій використовуються в різних галузях науки: в ергономії [1], теорії надійності технічних систем [2–6] тощо.

Імовірність виникнення ЗАППС пов'язана з відмовами і збоями в авіаційному обладнанні та авіоніці [7]. За законом розподілу параметра польоту можна оцінити характеристики ергатичної системи керування ПС. У роботах [8–9] викладено методи виділення детермінованих коливань у вигляді синусоїди від стаціонарного випадкового процесу.

У цілому аналіз публікацій в сфері обробки даних, отриманих під час польотів на комплексному тренажері КТЛ Ан-148, показує, що цьому напрямку приділяється недостатньо уваги. При цьому можна вважати, що є приховані резерви підвищення ефективності тренажерної підготовки пілотів, які необхідно системно реалізовувати.

У цій роботі на основі даних одного з важливих параметрів польоту на КТЛ Ан-148 (кута крену) вирішені деякі завдання обробки даних. Ці завдання відносяться до класу статистичної обробки даних. Для ілюстрації цього підходу на рис. 1 приведена реалізація кута крену під час польоту на КТЛ Ан-148. Частина цієї реалізації відповідає випадку, коли має місце кілька відмов в системі авіоніки повітряного судна (має місце «складна» відмова авіоніки повітряного судна). Інша частина реалізації характеризується наявністю «нескладної» відмови авіоніки. З рис. 1 видно, що характер тренда кута крену стохастичний. Причому, на перший погляд в першій частині реалізації проглядається модель випадкового процесу у вигляді адитивної суміші гармонійної складової і випадкових змін кута крену. Слід зазначити, що часто бувають приховані прояви підвищеної напруженості людини-оператора, які проявляються в переході від стаціонарного випадкового процесу в детерміновані коливання у вигляді синусоїди. Іноді це не супроводжується збільшенням амплітуди параметрів. Це загрожує тим, що при подальшому впливі інших негативних факторів значення амплітуди параметрів збільшується в рази.

Таким чином, можна розглядати задачу створення системи обробки даних для «польотів» на КТЛ Ан-148, яка має на меті оцінку якості техніки пілотування людиною-оператором в ергатичній системі керування повітряним судном. Це передбачає розробку ряду алгоритмів обробки даних і на їх основі відповідних методів для впровадження їх у програмне забезпечення тренажерів. У систему обробки даних доцільно включити алгоритми статистичної оцінки параметрів розподілів, статистичної перевірки гіпотез, прогнозування, фільтрації, спектрального і кореляційного аналізу тощо.

У цій статті вирішена задача вибору закону розподілу тренда кута крену і синтезу двох алгоритмів виявлення факту підвищеної психофізіологічної напруженості пілотів при їх підготовці на КТЛ Ан-148.

Рішення задачі. Виконаємо аналіз статистичних даних щодо результатів польоту. Розглянемо польоти з сумарною кількістю відмов n , коли $0 \leq n \leq 2$. В цьому випадку

аналізується політ без відмов і з заклинюванням лівого передкрилка. Вихідні дані для аналізу наведені в табл. 1.

Рис. 1. «Політ» на КТЛ з відмовами першого і третього каналу електро-дистанційної системи керування і відсутністю управління лівим елероном та інтерцепторами на лівому напівкрилі, де γ – кут крену (град.)

Таблиця 1

Дані щодо флуктуації кута крену

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
γ_i	-9	5	-2	0.5	5	2	0.5	2	-4	-2	-5	1	-2	1	0	-2	-1	-3
i	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
γ_i	2.5	— 0.5	0	-2	0	-1	4	0	-8	-6	0	-2	4	1	-1	-4	-1	-6
i	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
γ_i	-3	2	5	-1	3	-4	-1	-6	-5	6	3	-3	-2	0.5	-3	— 0.5	— 0.5	0

У табл. 1 зроблені такі позначення: i – номер вимірювання, γ_i – результат i -го вимірювання.

Виконаємо попередній аналіз цих даних. Загальна кількість даних дорівнює 54, середнє значення становить -0.787 , дисперсія дорівнює 10.58 , стандартне відхилення становить 3.253 , коефіцієнт варіації дорівнює 4.133 .

Побудуємо гістограму розподілу кутів крену при заході на посадку пілотом між 3-ім і 4-им розворотами і після четвертого розвороту до посадки для семи інтервалів групування даних (рис. 2).

Рис. 2. Гістограма значень γ та її апроксимація нормальним законом розподілу

Перевіримо ступінь узгодженості теоретичного і статистичного розподілів, виходячи з гіпотези щодо нормального розподілу за допомогою критерію згоди χ^2 Пірсона. Теоретичні ймовірності розраховуємо за формулами

$$p_k = \int_{\text{int}_k}^{\text{int}_k + \text{step}} f(x) dx, \quad f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}},$$

де int_k – границі інтервалів групування, step – ширина інтервалів групування, m – математичне сподівання, σ – стандартне відхилення.

Критерій згоди розраховуємо за формулою

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^M \frac{(n_k - Np_k)^2}{Np_k},$$

де n_k – частоти потрапляння вихідних даних в k -ий інтервал групування, M – число інтервалів групування, N – обсяг вибірки.

Для даних з табл. 1 отримано таке значення критерію згоди $\chi^2 = 2.478$.

Розрахунки показали, що статистичний розподіл кута крену γ не суперечить теоретичному нормальному розподілу з ймовірністю приблизно рівною 0.7 для числа ступенів свободи розподілу – 4. Раніше проведені дослідження вказують на те, що у разі такого розподілу ймовірностей погіршення якості техніки пілотування під час польоту без відмов не відбувається [7].

Розглянемо тепер польоти зі складними відмовами $n \geq 3$. При цьому маємо відмову другого (правого) двигуна і відмова другого і четвертого каналів електро-дистанційної системи керування (ЕДСК), а також відсутність управління правим елеронів. Для спрощення підбору теоретичного розподілу поміняємо знаки амплітуд кута крену Дані для аналізу наведено в табл. 2.

Виконаємо попередній аналіз цих даних. Загальна кількість даних дорівнює 136, середнє значення становить 3.57, дисперсія дорівнює 86.324, стандартне відхилення становить 9.291, ко-коефіцієнт варіації дорівнює 2.603.

Підберемо теоретичний розподіл для даних із табл. 2. Для цього використаємо нормальний та логарифмічно-нормальний розподіли, а також узагальнений розподіл Вейбулла. Гістограма розподілу та її апроксимація зазначеними законами розподілу наведені на рис. 3.

Виконаємо розрахунки критерію згоди χ^2 Пірсона для кожного із цих розподілів.

Для випадку нормального розподілу критерій згоди $\chi^2 = 13.86$. За допомогою відомих таблиць можна зробити висновок, що величина, яка має χ^2 розподіл з п'ятьма ступенями свободи перевершить дане значення 13.86 з ймовірністю менше ніж 0.02. Оскільки ця ймовірність досить мала, то гіпотезу про нормальний розподіл можна відкинути як неправдоподібну.

Таблиця 2

Дані щодо флуктуації кута крену

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
γ_i	32	15	25	15	18	13	14	8	17	7	24	-12	-3	-12	3	-4	10	4
i	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
γ_i	25	4	25	-10	23	0	33	17	20	9	14	-1	18	-1	4	-2	10	2
i	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
γ_i	3	-7	-12	-4	1	-7	10	-9	2	-10	10	-1	17	3	19	6	17	5
i	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72
γ_i	20	10	18	3	5	-5	4	-4	5	-3	9	-2	3	5	3	-4	3	-3

i	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
γ_i	7	13	2	4	-6	-1	-6	-3	-9	3	-1	7	0	11	6	5	9	3
i	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108
γ_i	4	-6	-4	-9	-6	-12	2	-3	-13.5	4	9	2	5	-2	0	-8	0	-5
i	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120	121	122	123	124	125	126
γ_i	-2	-5	3	0	5	4	7	0	13	6	13	-4	-3	-4	-2	-1	-3	0
i	127		128		129		130		131		132		133		134		135	136
γ_i	-3		-3		-2		3		2		3		-1		-3		0	-3

Рис. 3. Гістограма значень γ та її апроксимація нормальним (а), логарифмічно-нормальний (б) та узагальненим Вейбулівським (в) законами розподілу

Аналітичний вираз для логарифмічного нормального розподілу має вигляд

$$f(x) = \frac{1}{(x-q)\sigma_1\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln(x-q)-m_1)^2}{2\sigma_1^2}},$$

де q – мінімальне вибіркове значення, m_1 та σ_1 – параметри розподілу.

Для вихідних даних були отримані такі оцінки параметрів розподілу σ_1 і m_1 за умови, що параметр $q = -13.5$, статистична оцінка математичного сподівання $m = 3.57$, статистична оцінка середнього квадратичного відхилення $\sigma = 9.291$

$$\sigma_1 = \sqrt{\ln\left(\frac{\sigma^2 + (m-q)^2}{(m-q)^2}\right)} = 0.509, \quad m_1 = \ln(m-q) - 0.5\sigma^2 = 2.708.$$

Для випадку логарифмічно-нормального розподілу критерій згоди $\chi^2 = 15.835$. За допомогою відомих таблиць можна зробити висновок, що величина, яка має χ^2 розподіл з чотирма ступенями свободи перевершить дане значення 15.835 з ймовірністю менше ніж 0.01. Оскільки ця ймовірність досить мала, то гіпотезу про логарифмічно-нормальний розподіл можна відкинути як неправдоподібну.

У разі узагальненого розподілу Вейбулла попередньо була виконана оцінка його параметрів за методикою, наведеною в [10]:

1. Для вихідних даних розрахована оцінка коефіцієнта асиметрії за формулою

$$As = \frac{\frac{N}{(N-1)(N-2)} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2\right)^{3/2}},$$

де $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$ – середнє вибіркве значення, N – обсяг вибірки.

Для даних із табл. 2 отримаємо $As = 0.808$.

2. За отриманою оцінкою коефіцієнта асиметрії згідно з таблицею знаходимо оцінки:

– параметра форми $b = f(As) = 1.75$,

– значень коефіцієнтів $g_b = f(As) = 0.52$, $K_b = f(As) = 0.89$.

3. Визначаємо оцінку параметра масштабу за формулою

$$a = \frac{\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}}{g_b},$$

Для даних із табл. 2 отримаємо $a = 17.867$.

4. Визначаємо оцінку параметра зсуву за формулою

$$q' = \bar{x} - aK_b,$$
$$q = \begin{cases} q', & \text{if } q' \leq \min(X), \\ \min(X), & \text{if } q' > \min(X). \end{cases}$$

У цьому випадку отримаємо $q' = -12.322$, $\min(X) = -13.5$, тому $q = -13.5$.

Для випадку узагальненого розподілу Вейбулла критерій згоди $\chi^2 = 4.265$. За допомогою відомих таблиць можна зробити висновок, що величина, яка має χ^2 розподіл з чотирма ступенями свободи перевершить дане значення 4.265 з ймовірністю менше ніж 0.4. Оскільки ця ймовірність досить велика, то гіпотезу про узагальнений розподіл Вейбулла можна визнати такою, що не суперечить досліджуванним даним.

Слід зазначити, що проаналізовані відмови ускладнюють керування літаком. Це пов'язано з системою управління та впливом аеродинамічних сил. Однак при окремих польотах з такими ж відмовами і в поєднанні їх з іншими відмовами закон розподілу буде нормальним. Це говорить про підвищення психофізіологічної напруженості пілота і необхідності тренувальних польотів на КТЛ для навчання протидії ЗАПППС. З рис. 1 видно, що на глісаді кут крену не перевищує 12 градусів у випадку $n \geq 3$, що з великим запасом відповідає нормі керівництва з льотної експлуатації. Однак при подальшому ускладненні польотного завдання крен збільшується до 33 градусів.

Виконаємо синтез алгоритмів виявлення наявності в трендах кута крену складових, що свідчать про складні відмови та можливі сильні ускладнення польоту ПС. Вважаємо, що є гіпотеза H_0 (немає ускладнень під час польоту ПС) і альтернатива H_1 (є ускладнення). У загальному випадку, для H_0 щільність розподілу ймовірностей кута крену є гауссівською, а при H_1 – ця щільність розподілу характеризується узагальненим розподілом Вейбулла. Для вирішення задачі виявлення в цьому випадку аналітика буде складною, тому зробимо наступне спрощення. На основі аналізу виду параметра кута крену на рис. 1 висуваємо припущення, що при складних відмовах маємо модель зміни кута крену у вигляді адитивної сукупності двох компонент: гауссівського шуму і гармонійного коливання.

Тоді ознакою наявності складних відмов є присутність в суміші синусоїдального сигналу.

Для перевірки якості виявлення виконаємо моделювання початкових сигналів.

На рис. 4 зображені результати моделювання гауссівського шуму з математичним сподіванням $m = -0.78$ та стандартним відхиленням $\sigma = 3$, для обсягу вибірки $N = 200$ та

адитивна суміш цього ж шуму з синусоїдальним коливанням $S_i = U \cdot \cos\left(2\frac{\pi}{T} \cdot i\right)$ з амплітудою $U = 5$ та періодом $T = 4$. Перший графік відповідає нормальній ситуації без відмов, а другий – польоту в складних умовах, в якому проявляється психофізіологічна напруженість людини-оператора.

Рис. 4. Графіки моделювання нормального польоту та польоту з відмовами

Виконаємо синтез алгоритму виявлення сигналу математично. Для зроблених припущень задача виявлення зводиться до перевірки простої гіпотези H_0 , що реалізація вибірки описується багатовимірним гауссівським розподілом, проти простої альтернативи H_1 , що реалізація вибірки містить корисний синусоїдальний сигнал. При цьому вважаємо, що відліки вибірки є незалежними випадковими величинами. Тоді

$$f(x_1, x_2, \dots, x_N / H_0) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^N} e^{-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{2\sigma^2}}, \quad f(x_1, x_2, \dots, x_N / H_1) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^N} e^{-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x} - S_i)^2}{2\sigma^2}},$$

де σ – стандартне відхилення, S_i – відомі відліки синусоїдального сигналу.

Параметри $\bar{x}$ та σ вважаємо відомими. Вони можуть бути визначені за результатами спостереження за процесом в разі відсутності відмов.

Відношення правдоподібності визначається за формулою

$$l(x_1, x_2, \dots, x_N) = \frac{f(x_1, x_2, \dots, x_N / H_1)}{f(x_1, x_2, \dots, x_N / H_0)}.$$

У результаті отримаємо

$$l(x_1, x_2, \dots, x_N) = e^{-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x} - S_i)^2 + \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{2\sigma^2}}.$$

Для спрощення математичних розрахунків будемо використовувати логарифм відношення правдоподібності, тоді

$$\ln l(x_1, x_2, \dots, x_N) = \frac{\sum_{i=1}^N \left(-(x_i - \bar{x})^2 + 2S_i(x_i - \bar{x}) - S_i^2 + (x_i - \bar{x})^2 \right)}{2\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^N (2S_i(x_i - \bar{x}) - S_i^2)}{2\sigma^2}.$$

У результаті отримаємо

$$\ln l(x_1, x_2, \dots, x_N) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i^2.$$

Згідно з критерієм Неймана-Пірсона вибір порога прийняття рішення V здійснюється на основі розв'язання наступного рівняння для випадку відсутності синусоїдального коливання в досліджуваній суміші:

$$\Pr\left(\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i^2 \geq V/H_0\right) = \alpha.$$

У цьому випадку поріг прийняття рішення був визначений шляхом статистичного моделювання на основі методу Монте-Карло. Для заданого обсягу вибірки та параметра $\alpha = 0.025$, а також параметрів виявлюваного синусоїдального коливання отримаємо $V \approx 0$.

У разі оптимального Байєсівського виявлювача поріг може бути визначений відповідно до такої процедури. Перепишемо вирішальну статистику у вигляді

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) = \ln l(x_1, x_2, \dots, x_N) + \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N S_i^2.$$

Тоді

$$\sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) = \sigma^2 \ln \mu c + 0.5 \sum_{i=1}^N S_i^2.$$

де $\mu = \frac{q}{p}$, $c = \frac{C_{01} - C_{00}}{C_{10} - C_{11}}$, q та p – апріорні ймовірності гіпотези та альтернативи, C_{00} та C_{11} – витрати, пов'язані з правильними рішеннями, C_{01} та C_{10} – витрати, пов'язані з помилковими рішеннями (при цьому $C_{01} > C_{00} \geq 0$, $C_{10} > C_{11} \geq 0$).

Отже, маємо такий поріг прийняття рішення для оптимального Байєсівського виявлювача

$$V = \sigma^2 \ln \mu c + 0.5 \sum_{i=1}^N S_i^2,$$

а правило прийняття рішення: 1) прийняти H_0 , якщо $\sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) < V$; 2) прийняти H_1 , якщо

$$\sum_{i=1}^N S_i(x_i - \bar{x}) \geq V.$$

Розглянемо метод, що відповідає критерію Неймана-Пірсона. Якщо вирішальна статистика RS перевищує поріг, то в змішаних функціях є синусоїдальний сигнал. Проведемо розрахунки для результатів моделювання, наведених на рис. 4. У разі відсутності синусоїдального сигналу отримаємо значення

$$RS1 = \sum_{i=0}^{N-1} \frac{2S_i \cdot (A_i - m) - (S_i)^2}{2 \cdot \sigma^2} = -130.782.$$

Розглянемо статистику з синусоїдальним сигналом, тоді функція RS перевищує поріг $V \approx 0$:

$$RS2 = \sum_{i=0}^{N-1} \frac{2S_i \cdot (SN_i - m) - (S_i)^2}{2 \cdot \sigma^2} = 146.997.$$

Багатократне моделювання підтвердило ефективне виявлення синусоїдального сигналу для заданої завадової ситуації. Результати статистичного моделювання по методу Монте-Карло для 10000 процедур повторень показують, що цей алгоритм виявлення характеризується наступними ймовірностями помилкових рішень: $\alpha = 0.0263$ та $\beta = 0.0011$.

Розглянемо Бейєсівський оптимальний виявлювач з наступними апіорними даними: ймовірність позаштатної ситуації $p = 0.001$, а ймовірність особливого випадку в польоті $q = 0.999$; матриця витрат: $C_{00} = 0$ у. о., $C_{01} = 10$ у. о., $C_{10} = 100$ у. о., $C_{11} = 0$ у. о.

При цьому маємо такий поріг прийняття рішення

$$V_p = \sigma^2 \cdot \ln \left(\frac{q}{p} \cdot \frac{C_{01} - C_{00}}{C_{10} - C_{11}} \right) + 0.5 \cdot \sum_{i=0}^{N-1} (S_i) = 129.1.$$

Для результатів моделювання, наведених на рис. 4, при відсутності синусоїдального сигналу отримаємо значення вирішальної статистики $RS3 = \sum_{i=0}^N [S_i(A_i - m)] = 72.975$. Значення $RS3$ менше порога, тому приймаємо рішення, що синусоїдального сигналу немає, а наявний лише шум.

Розглянемо статистику з синусоїдальним сигналом. При цьому значення $RS4 = \sum_{i=0}^N [S_i(A_i - m)] = 257.3$ перевищує поріг, а отже, приймаємо рішення щодо позаштатної ситуації під час польоту.

Результати статистичного моделювання по методу Монте-Карло для 10000 процедур повторень показують, що даний алгоритм виявлення характеризується наступними ймовірностями помилкових рішень: $\alpha = 0.0012$ та $\beta = 0.0349$.

Розглянемо реальні дані кута крену "польоту" на КТЛ ($n \geq 3$) з повною відмовою ЕДСК (відмова всіх чотирьох каналів, тобто резервне управління без демпфування) і відмовою другого (правого) двигуна (табл. 3). Графік тренду зміни кута крену наведений на рис. 5.

Таблиця 3

Дані щодо флуктуації кута крену

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
γ_i	-5	-8	-11	-8	-4.5	-7	-10.5	-13	-15	-10.5	0.5	8	5	2
i	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
γ_i	5	7	3	-1.5	0	2	-2	-6	-5	2.5	-9	-15.5	-10	-3
i	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
γ_i	-9.5	-16	-5	6.5	-5.5	-1.5	-7	0	-6	-12.5	-21	-16	-10	-12.5
i	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56
γ_i	-9.5	-5	-7	-9	-4.5	0	-5	-11	-5	0.5	-1	-2.5	-1	1
i	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70
γ_i	-2.5	-6	-3	-1	-2	-3	-1	3.5	5	3.5	1.5	5	8	5
i	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84
γ_i	2	3	1.5	-1	1.5	4	0	-3	-6.5	-0.5	6	3	-1.5	3
i	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98
γ_i	6	0	-6	-3	0	-6	-10	-7	-2.5	-7.5	-11	-8	-4	-7
i	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112
γ_i	-10.5	-7	-3.5	-7.5	-12	-10	-7	-8	-10	-7.5	-1.5	-4	-1	3
i	113	114	115	116	117	118	119	120	121	122	123	124	125	126

γ_i	0	-2.5	-0.5	2	-0.5	-3	-1	1.5	-2	-5	-3	1.5	0	-3
i	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140
γ_i	-0.5	3	0.5	1	0	-1.5	0.5	2	0	-2	-0.5	1.5	-0.5	-2.5

Рис. 5. Графік тренду кута крену від часу "польоту" на КТЛ з повною відмовою ЕДСК (відмова всіх чотирьох каналів, тобто резервне управління без демпфування) і відмовою другого (правого) двигуна

Вирішальна статистика для першого методу згідно з критерієм Неймана-Пірсона

$$RS = \sum_{i=0}^{N-1} \frac{2S_i \cdot (\xi_i - m) - (S_i)^2}{2 \cdot \sigma^2} = 13.333.$$

Для другого методу згідно з Бейєсівським підходом

$$V_p = \sigma^2 \cdot \ln \left(\frac{q}{p} \cdot \frac{C01 - C00}{C10 - C11} \right) + 0.5 \cdot \sum_{i=0}^{N-1} (S_i) = 356.438.$$

$$RS = \sum_{i=0}^{N-1} [S_i (\xi_i - m)] = 435.$$

Таким чином, два розглянутих алгоритми на основі критерію Неймана-Пірсона й оптимального Бейєсівського критерію виявили наявність детермінованої синусоїдальної складової в цьому польоті на КТЛ. Для оцінки якості підготовки пілотів до особливих випадках польоту доцільно мати банк статистичних даних щодо результатів роботи розроблених алгоритмів. Порівнювати якість підготовки пілотів слід за результатами, які отримані при польоті на КТЛ з однаковим переліком відмов.

Висновки. Питання обробки даних для «польотів» на КТЛ є актуальною науковою задачею в плані вдосконалення методів і засобів підготовки льотного складу. Сучасні тренажери дозволяють відпрацьовувати дії пілотів як в простих умовах «польотів», так в складних при наявності більш ніж дві відмови. Аналіз трендів ряду параметрів «польотів» показує, що обробка даних повинна бути статистичною, оскільки реалізації параметрів «польотів» є в загальному випадку випадковими процесами.

В результаті проведених досліджень на тренажері КТЛ Ан-148 було встановлено, що без відмов або з поодинокими відмовами статистичний розподіл такого важливого параметра як кут крену не суперечить нормальному закону розподілу. При одночасній дії більше двох серйозних відмов статистичний розподіл кута крену не суперечить узагальненому розподілу Вейбулла. При таких «польотах» якість техніки пілотування погіршується, а рівень психофізіологічної напруженості пілота зростає. Найчастіше спостерігаються випадки, коли параметри польоту перевищують допустимі значення. Ці норми встановлені в керівництві з льотної експлуатації ПС даного типу.

Для автоматизації процесу виявлення фактів погіршення якості техніки пілотування у разі складних відмов були розроблені два алгоритму виявлення – на основі критерію Неймана-Пірсона та оптимального Байєсівського критерію. У процесі синтезу алгоритмів виявлення використовувалося припущення про те, що в тренді кута крену при складних відмовах

спостерігається гармонійна складова. Це дозволило спростити аналітичний вид обробки даних. Застосування цих алгоритмів дозволить своєчасно виявити похибки в якості техніки пілотування. На сьогоднішній день це відбувається тільки при виході за встановлені норми параметрів польоту. Необхідно створити базу даних результатів обробки польотів за допомогою розроблених алгоритмів. Для порівняльної оцінки рівня підготовки екіпажів необхідно мати уніфікований перелік комплексу відмов в системі управління «польотом» на КТЛ. Більш коректними є відмови, які не впливають на аеродинаміку літака і в разі збою в системах авіоніки з дублюючими приладами. Головним завданням такої підготовки є навчання адекватних дій екіпажу у разі їх підвищеної психофізіологічної напруженості в особливих випадках польоту.

В цілому, отримані в статті результати можна застосовувати під час вдосконалення програмного забезпечення КТЛ Ан-148 з метою автоматизації процесу прийняття рішень щодо рівня підготовки пілотів повітряних суден.

ЛІТЕРАТУРА

1. Березкина Л.В., Кляуззе В.П. Эргономика. – Минск, Вышэйшая школа, 2013, 432 с.
2. Стрельников В. П., Федухин А. В. Оценка и прогнозирование надежности электронных элементов и систем. – К. : Логос, 2002. –487 с.
3. Strelnikov V., "The Status and Prospects of Reliability Technology," RAC Journal, 2001, vol. 1. P. 1-4.
4. Lienkov S., Zhyrov G., Sieliukov O., Tolok I., Al-Sharify Mushtag Talib, Pampuha I., "Calculation of reliability indicators of unmanned aerial vehicle class "μ" taking into account operating conditions at the design stage," IEEE 5th International Conference Actual Problems of Unmanned Aerial Vehicles Developments, October 22-24, 2019, 2019 (Kyiv, Ukraine), Proceedings, pp. 52-56.
5. Hryshchenko Y.V., Romanenko V.G., Kravets I.V. "Dependability of avionics unmanned aerial vehicles," IEEE 5th International Conference Actual Problems of Unmanned Aerial Vehicles Developments, October 22-24, 2019, 2019 (Kyiv, Ukraine), Proceedings, pp. 27-30.
6. Zaliskyi M. and Solomentsev O., "Method of sequential estimation of statistical distribution parameters," in IEEE 3rd International Conference on Methods and Systems of Navigation and Motion Control (MSNMC), October 14-17, 2014 (Kyiv, Ukraine), Proceedings, pp. 135–138.
7. Hryshchenko Y. V., "Analysis of changes in the dynamic stereotype of pilots during flight training on an integrated simulator of an airplane," Cybernetics and computing engineering, NAS of Ukraine, 2004, vol. 142, pp. 35-40. (in Russian).
8. Прокопенко І.Г. Статистична обробка сигналів: навч. посіб., Київ, НАУ, 2011, 220 с.
9. Prokopenko I.G., Migel S.V., Prokopenko K.I. Signal modeling for the efficient target detection tasks. International Radar Symposium, June 19-21, 2013, (Dresden, Germany), Proceedings, Vol. II, pp. 976-982.
10. ГОСТ 11.007-75. Прикладная статистика. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров распределения Вейбулла (Applied statistics. Point and interval estimators for parameters of Weibull distribution).

Hryshchenko Y.V., Zaliskyi M.Yu., Pavlova S.V., Solomentsev O.V.

DATA PROCESSING ALGORITHMS IN THE PROCESS OF PILOT PREPARATION ON THE COMPLEX AIRCRAFT SIMULATOR

The article discusses issues of improving the quality of crew training on the complex simulator of the An-148 aircraft. These studies are aimed at improving safety in special flight cases. The problem of the human factor is currently urgent. On modern simulators, actions are worked out in simple and difficult flight conditions. However, it is impossible to foresee all actions with simultaneous failures. Such failures also lead to increased stress of the human operator. The task is

to train pilots not to degrade the quality of piloting technology in such situations. Modern digital simulators provide great opportunities for statistical data processing. Therefore, the introduction of new methods for automating the analysis of flight information and obtaining results from experimental data is up-to-date. Changes in flight parameters are random in nature when the pilot wants to clearly follow the given flight path. As a result of statistical processing of the roll angle data on the glide path, two models for describing the probability distribution laws were determined. In particular, when flying without failures or with single failure, it is proposed to use the normal probability distribution of the roll angle. With simultaneous complex failures, when their number is more than two, it is proposed to use the generalized Weibull distribution of the roll angle. This model for the roll angle indicates a deterioration in the quality of the piloting technique due to an increase in the psychophysiological stress of the aircraft pilot. The synthesis of two algorithms for detecting the fact of increased psychophysiological stress of the pilot in case of complex failures. One algorithm is based on the Neyman-Pearson criterion, and the other corresponds to the optimal Bayesian criterion. During detection algorithms synthesis, the assumption about harmonic component presence in the observed roll angle trend with complex failures was used. This assumption allows to simplify the structure of data processing algorithms.

Key words: deterministic signals, distribution law, piloting technique quality, random process, human factor.

Грищенко Ю.В., Залисский М.Ю., Павлова С.В., Соломенцев А.В.

АЛГОРИТМЫ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ В ПРОЦЕССЕ ПОДГОТОВКИ ПИЛОТОВ НА КОМПЛЕКСНОМ ТРЕНАЖЕРЕ САМОЛЕТА

В статье рассмотрены вопросы повышения качества подготовки экипажей на комплексном тренажере самолета Ан-148. Данные исследования направлены на повышение безопасности в особых случаях полета. Проблема человеческого фактора в настоящее время является актуальной. На современных тренажерах отрабатываются действия в простых и сложных условиях полета. Однако все действия при одновременных отказах предусмотреть невозможно. Такие отказы также приводят к повышенной напряженности человека-оператора. Стоит задача обучить пилотов не ухудшать качество техники пилотирования в таких ситуациях. Современные цифровые тренажеры дают большие возможности для обработки статистических данных. Поэтому актуально внедрение новых методов для автоматизации анализа полетной информации и получения результатов по экспериментальным данным. Изменения параметров полета носят случайный характер при стремлении пилота четко следовать по заданной траектории полета. В результате статистической обработки данных угла крена на глиссаде были определены две модели описания вероятностных законов распределения этого важного параметра полета воздушного судна. В частности, при "полете" без отказов и с единичными отказами предлагается использовать нормальное распределение вероятностей угла крена. При одновременных комплексных отказах, когда их количество больше двух, предлагается использовать обобщенное распределение Вейбулла флуктуаций угла крена. Данная модель изменения угла крена указывает на ухудшение качества техники пилотирования из-за повышения психофизиологической напряженности работы пилота воздушного судна. Выполнен синтез двух алгоритмов обнаружения факта повышенной психофизиологической напряженности пилота при «сложных» отказах. Один алгоритм основан на критерии Неймана-Пирсона, а другой соответствует оптимальному Байесовскому критерию. В процессе синтеза алгоритмов обнаружения использовалось допущение о том, что в тренде угла крена при «сложных» отказах наблюдается гармоническая составляющая. Это позволило упростить аналитический вид алгоритмов обработки данных.

Ключові слова: детерминированные колебания, закон распределения, качество техники пилотирования, случайный процесс, человеческий фактор.