

В. В. Хижняк,

*кандидат технічних наук,
старший науковий співробітник,
начальник Науково-дослідного центру авіації
Українського науково-дослідного інституту
цивільного захисту*

Постановка задачі планування спостережень засобами полігонного вимірювального комплексу при проведенні випробувань

Розглянуто нові системні підходи до проведення випробувань, які забезпечують їх ефективність при сформованій схемі льотно-конструкторських випробувань і вимозі мінімального витрачання всіх видів ресурсів. Такі підходи реалізуються на основі організації управління випробуваннями за інформаційними критеріями.

Випробування є важливою складовою процесу створення авіаційних комплексів (АК), найбільш відповідальним етапом їхнього життєвого циклу. Домінуюча роль у випробуваннях АК належить льотно-конструкторським випробуванням (ЛКВ), на які, за статистикою, витрачається близько половини трудових і матеріальних ресурсів на створення АК, а їхня тривалість досягає 40% усієї тривалості циклу створення [1].

Термін і вартість виконання льотного оцінювання тактико-технічних характеристик АК визначаються передусім методом проведення випробувань. Тому вдосконалення методології ЛКВ має бути безупинним процесом, який іде з випередженням процесів створення та модернізації АК.

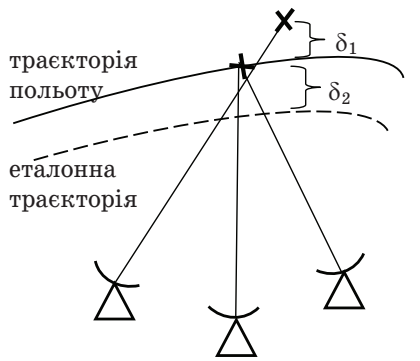
Основні сучасні тенденції розвитку авіації військового призначення базуються на тому, що бойові якості АК визначаються здебільшого не лише льотно-технічними характеристиками носія, а й можливостями комплексу бортового обладнання (КБО).

Характерні для останніх років високі темпи розробки та створення бортового обладнання увійшли в протиріччя із тривалим терміном експлуатації планера і двигуна, розв'язання якого передбачає розрив єдиного життєвого циклу АК як сукупності літального апарату (ЛА) та його обладнання і перехід до логічно пов'язаних розділених циклів створення ЛА та КБО [2].

Яскравим прикладом сучасної ідеології відновлення авіаційного парку слугують концепції модернізації АК. Одним з результатів переходу до нової ідеології є зміна традиційної схеми при проведенні випробувань модернізованих (Л-39, Су-25) та експериментальних (Ан-70) ЛА, що полягає в проведенні розділених, але логічно пов'язаних випробувань ЛА та КБО, поєднанні окремих етапів і перенесенні центру ваги випробувань ЛА та (або) КБО на льотну частину як найбільш інформативну.

За нинішніх умов основним фактором, який визначає вартість і терміни відновлення авіаційного парку, є фактор оптимального використання всіх видів обмежених ресурсів. Льотно-модельний [3] і цифро-натурний [3, 4] методи випробувань, котрі нині використовуються у практиці ЛКВ, не враховують специфіки трансформації схеми випробувань АК і не орієнтовані на мінімізацію витрат при проведенні безпосередньо льотного (натурного) експерименту (ЛЕ). Тому виникає потреба пошуку нових підходів до проведення випробувань, що забезпечують ефективність ЛЕ при сформованій схемі випробувань і вимозі мінімального витрачання всіх видів ресурсів. Такі підходи реалізуються на основі організації управління ЛЕ за інформаційними критеріями.

Нехай плануються льотно-конструкторські випробування ЛА, сутність яких – дати відповідь на запитання, яким чином реалізоване польотне завдання з точністю не гірше заданої. Засоби полігонного вимірювального комплексу планується задіяти для зовнішньотраєкторних



δ_1 – похибка вимірювань

δ_2 – похибка виконання завдання

Рис. 1

вимірювань координат і параметрів руху контролюваного об'єкта.

Номенклатура (якість і кількість) цих засобів зовнішньотраекторного контролю повинна бути такою, щоб рішення про успішність (або неуспішність) пуску можна було прийняти із заданою вірогідністю (у контексті помилок першого і другого роду).

Питома (у перерахуванні на одне вимірювання) вартість залучення кожного i -го засобу вимірювань C_{yi} задана. Точнісні характеристики кожного i -го засобу вважаємо відомими. У випадку однопараметричної системи – це дисперсія σ_i^2 , а для багатопараметричної системи – коваріаційна матриця K_i .

Еталонна траекторія (визначена польотним завданням) на етапі планування випробувань може бути перерахована в систему координат (параметрів, які вимірюються) кожного засобу вимірювань на будь-який момент польотного часу t_j . Позначимо цей вектор r_{ij} еталонними параметрами для i -го засобу на момент часу t_i .

Вимірювання під час випробувань, які проводяться цими засобами вимірювань, позначимо \hat{r}_{ij} . Різниці між виміряними параметрами \hat{r}_{ij} і еталонними значеннями r_{ij} позначимо як $y_{ij} = \hat{r}_{ij} - r_{ij}$. У цих різницях містяться похибки реалізації заданого польотного завдання і похибки вимірювань i -го засобу так, що результуюча кореляційна матриця має вигляд

$$K_{ip} = K_i + K_u,$$

де K_u – невідома кореляційна матриця похибок реалізації заданої траекторії.

Визначимо можливі гіпотези результату випробувального польоту ЛА:

H_0 – гіпотеза, яка полягає в тому, що польотне завдання реалізоване з точністю не гірше необхідної (пуск удалий);

H_1 – гіпотеза, яка полягає в тому, що польотне завдання не реалізоване з необхідною точністю (пуск невдалий).

Сама постановка і відповідь на запитання про те, що означає «точність оцінювання векторного параметра не гірше (гірше, краще, не краще) необхідної» є досить складними та недостатньо вивченими навіть у теоретичному плані.

Варто зняти неоднозначне тлумачення цього питання у відомих теоретичних і прикладних роботах [5, 6], про що свідчить різноманітність розглянутих критеріїв досягнення необхідної точності при плануванні спостережень.

Разом з тим у низці фундаментальних [7, 8] і прикладних досліджень [8, 9] намічені шляхи й запропоновані принципи одержання критеріїв планування спостережень при оцінюванні параметрів руху об'єктів, які забезпечують необхідні й достатні умови досягнення точності оцінювання не гірше заданої, які можуть бути покладені в основу теоретичного розв'язання проблеми.

Насправді ж сформульована в рамках розв'язуваної проблеми задача планування залучення засобів полігонного вимірювального комплексу для зовнішньотраекторного контролю ЛКВ і прийняття на цій основі рішення про успішність реалізації польотного завдання із заданою вірогідністю (у контексті помилок першого і другого роду) є більш загальною і складною та потребує для свого рішення додаткових теоретичних досліджень.

Основою для цього може стати спільне використання й розвиток методів і висновків теорії інформації, математичної статистики (насамперед статистичної теорії прийняття рішення) і математичної теорії планування експериментів.

Однією з перших у цьому напрямі й найбільш значущою для рішення прикладних задач є монографія С. Кульбака [10], висновки й положення якої взяті за основу.

Насамперед введемо статистичний опис спостережень для умов, коли справедливі визначені раніше гіпотези H_0 і H_1 щодо можливого результату випробувального пуску контрольної цілі: позначимо через $f_0(Y)$ і $f_1(Y)$ щільності ймовірностей сукупного вектора спостережень Y за умови справедливості однієї з гіпотез H_0 і H_1 відповідно.

Сукупний вектор спостережень у загальному випадку містить складові вектора спостережень Y_i кожного i -го засобу вимірювань полігонного вимірювального комплексу, задіяних згідно з певним планом для забезпечення випробувального пуску ЛА так, що

$$Y^T = \left\| Y_1^T Y_2^T \dots Y_i^T \dots Y_n^T \right\|.$$

Елементами часткових векторів Y_i є спостереження i -го засобу вимірювань полігонного вимірювального комплексу (у загальному випадку багатопараметричні) у моменти часу t_i так, що

$$Y_i^T = \left\| y_{i1}^T y_{i2}^T \dots y_{ij}^T \dots y_{im_i}^T \right\|,$$

де m_i – кількість спостережень i -го засобу вимірювань.

Без втрат цілісності подальших міркувань правомірно вважати, що похибки спостережень різних вимірювальних засобів полігонного вимірювального комплексу взаємозалежні. З урахуванням цього умовні (за гіпотезами) щільності ймовірностей можуть бути представлені у вигляді

$$f_k(Y) = \prod_{i=1}^n f_k(Y_i),$$

де $k = 0, 1$.

Обмежимо наш розгляд випадкової складової можливих відхилень під час випробувань траєкторії польоту контрольної цілі від розрахункової і називатимемо її випадковою похибкою реалізації заданої польотним завданням (еталонної) траєкторії. Ця складова похибки відбиває ступінь групування реалізованої траєкторії стосовно еталонної (обумовленої польотним завданням) і не відбиває систематичного відхилення (якщо таке є) параметрів польоту контрольної цілі від заданих.

Безумовно, поява систематичної складової траєкторної похибки вкрай небажана і може свідчити про наявність помилки конструкції виробу, несправності однієї (чи кількох) його систем, помилок у польотному завданні тощо. Аналогом може слугувати «збиття прицілу» при прийнятій купчастості кульової стрільби по мішені. Наявність систематичної складової траєкторної похибки може бути виявлена тільки в серії випробувальних пусків.

Питання врахування систематичної складової похибки реалізації заданої траєкторії розглянемо окремо.

Вважатимемо також, що сукупність спостережень не містить аномальних («збійних») спостережень (грубих промахів) і належить одній генеральній сукупності, а відмінність умовних (за гіпотезами) щільностей ймовірностей $f_0(Y)$ і $f_1(Y)$ полягає лише у відмінності деяких параметрів θ , які визначають характеристики точності реалізації польотного завдання.

Зокрема при розгляді випадкової складової похибки реалізації заданої траєкторії складовими параметрів можуть бути елементи коваріаційних матриць K_{u0} і K_{u1} , що, по суті, і характеризують умови справедливості конкуруючих гіпотез H_0 і H_1 .

З урахуванням останніх викладок умовні (за гіпотезами) щільності ймовірностей можна представити у вигляді:

$$f_0(Y) = f(Y/\theta_0)$$

$$f_1(Y) = f(Y/\theta_1)$$

де θ_0 – вектор параметрів у деякій точці області значень Ω_0 , у якій виконуються умови справедливості гіпотези H_0 ;

θ_1 – відповідно точка в області Ω_1 справедливості гіпотези H_1 ;

$f(Y/\theta)$ – щільність імовірності вектора спостережень при довільному значенні θ .

Для фіксованих значень θ_0 і θ_1 у відповідних областях Ω_0 і Ω_1 , які визначають умови справедливості гіпотез H_0 і H_1 відповідно, згідно з визначенням [10], можуть бути записані вирази для інформаційних мір I_{01} і I_{10} . Це, по суті, вирази для визначення середньої кількості інформації заданого обсягу, що міститься у вибірці спостережень, для розпізнавання на користь H_0 проти конкуруючої гіпотези H_1 і на користь H_1 проти H_0 відповідно, за умови, якщо справедлива гіпотеза H_0 , визначальний параметр $\theta = \theta_0 \in \Omega_0$, а при справедливості гіпотези H_1 – $\theta = \theta_1 \in \Omega_1$ відповідно

$$I_{01} = \int_{(\Omega_Y)} f(Y/\theta_0) \cdot \ln \frac{f(Y/\theta_0)}{f(Y/\theta_1)} dY; \quad (1)$$

$$I_{10} = \int_{(\Omega_Y)} f(Y/\theta_1) \cdot \ln \frac{f(Y/\theta_1)}{f(Y/\theta_0)} dY. \quad (2)$$

По суті вирази (1), (2) дають змогу при відомих статистиці та обсязі спостережень підрахувати кількість інформації, яка міститься у вибірці спостережень і може бути використана для прийняття рішення на користь гіпотез H_0 і H_1 відповідно, при фіксованих (заданих) значеннях параметрів (θ_0) і (θ_1).

Не важко помітити, що якщо $\theta_0 = \theta_1$, то при будь-якому обсязі вибірки і при будь-якій статистиці спостережень розпізнавальна інформація I_{01} і I_{10} тотожно дорівнює нулю. Це відбиває той очевидний факт, що не можна розрізнити ситуації, які не мають відмінних ознак.

Підкреслимо також, що перебування значення визначального параметра в кожній із точок області Ω_0 відповідає ситуації справедливості гіпотези H_0 , а кожне із значень $\theta \in \Omega_1$ (будь-яка точка області Ω_1) відповідає ситуації справедливості гіпотези H_1 .

Таким чином, фіксовані значення визначальних параметрів $\{\theta_0, \theta_1\}$ цілком задають значення інформації виразів (1), (2) і є аргументами цих функцій $I_{01}(\theta_0, \theta_1)$ і $I_{10}(\theta_0, \theta_1)$.

Скористаємося ще одним відомим у теорії інформації [10] результатом, а саме системою нерівностей, що встановлює вимоги до кількості інформації I_{01} і I_{10} , яка повинна міститися у вибірці спостережень для того, щоб рішення про справедливість однієї з гіпотез H_0 чи H_1 можна було прийняти із заданою вірогідністю в контексті значень помилок першого і другого роду α, β .

З урахуванням прийнятих раніше позначень ці інформаційні нерівності мають вигляд:

$$I_{01}(\theta_0, \theta_1) \geq \beta \ln \frac{\beta}{1-\alpha} + (1-\beta) + (1-\beta) \ln \frac{1-\beta}{\alpha}; \quad (3)$$

$$I_{10}(\theta_0, \theta_1) \geq \alpha \ln \frac{\alpha}{1-\beta} + (1-\alpha) + (1-\beta) \ln \frac{1-\alpha}{\beta}. \quad (4)$$

Ліві частини співвідношень (3), (4) визначаються згідно з виразами (1), (2) і чисельно рівні (для фіксованих $\theta_0 \in \Omega_0$ і $\theta_1 \in \Omega_1$) кількості інформації, що міститься у вибірці спостережень для розрізнення H_0 проти H_1 (I_{01}) і на користь H_1 проти H_0 (I_{10}) відповідно.

Праві частини нерівностей (3), (4) визначають необхідну кількість розпізнавальної інформації на користь H_0 проти H_1 і на користь H_1 проти H_0 відповідно для ухвалення рішення про справедливість однієї із цих гіпотез із заданими значеннями помилок першого і другого роду α, β .

Значення навантаження цих інформаційних нерівностей полягає в кількісному описі основного постулату теорії інформації про те, що не можна з вибірки спостережень витягти розпізнавальної інформації більше, ніж її там міститься.

Однак безпосереднє використання співвідношень (1), (2) і (3), (4) для рішення задач планування спостережень при забезпеченні ЛКВ неможливе з огляду на невизначеність значень параметрів θ_0 і θ_1 , що відповідає відомій у статистичній теорії прийняття рішень ситуації параметричної апріорної невизначеності.

Параметрична апріорна невизначеність у рамках сформульованої задачі має низку специфічних відмінностей від ситуацій, розглянутих у рамках статистичної теорії прийняття рішень.

Насамперед значення параметрів, які визначають гіпотези, які перевіряються, H_0 і H_1 не визначені (апріорі) у межах своїх множин значень Ω_0 і Ω_1 , що відповідають за стан системи (H_0 – система відповідає вимогам і H_1 – система не відповідає вимогам) і визначені у змісті стану системи («так» – відповідає H_0 і «ні» – відповідає H_1).

По-друге, оскільки в припущенні використання інформаційних методів для оптимізації етапу планування спостережень на етапі планування забезпечення полігонних випробувань ЛА неприпустима ситуація, коли необхідна вірогідність у контексті помилок першого і другого роду, прийняття рішення виявиться недосяжною через недостатність розпізнавальної інформації у вибірці спостережень.

З урахуванням цього принцип «у середньому досить» може виявитися неприйнятним як занадто оптимістичний, а принцип мінімакса – як занадто песимістичний (обережний) і, як наслідок, надмірно витратний у реалізації.

Шляхи й методи подолання параметричної апріорної невизначеності доцільно визначати на основі комплекс-

ного сполучення підходів до розв'язання цієї проблеми, які застосовуються в математичній статистиці (точніше – статистичній теорії прийняття рішень) і підходів, що розвиваються в рамках теорії інформації.

Таким чином, обґрунтовано інформаційно-вартісний підхід, загальна постановка і шляхи рішення задачі планування спостережень засобів полігонного вимірювального комплексу при проведенні льотно-конструкторських випробувань літальних апаратів, що забезпечує ефективність льотного експерименту при сформованій схемі випробувань і вимозі мінімального витрачання усіх видів ресурсів.

Доведені співвідношення і трактування результатів відкривають можливість одержання необхідних у рамках проблеми, яка розглядається, аналітичних виразів інформаційних мір і постановки задачі оптимізації плану спостережень засобів полігонного вимірювального комплексу.

Перелік літератури

1. Хижняк В. В. Структура, завдання та напрями розвитку полігонних вимірювально-обчислювальних комплексів / В. В. Хижняк // Наука і оборона. – № 1. – 1999. – С. 18–22.
2. Андросов В. А., Епатко И. В. Задачи и принципы построения стендово-имитационной среды для отработки интегрированных комплексов бортового оборудования / В. А. Андросов, И. В. Епатко // Радиотехника. – 1996. – № 9. – С. 120–123.
3. Исаев С. А., Кондратенков Г. С. Цифро-натурные и льотно-модельные методы испытаний КБО / С. А. Исаев, Г. С. Кондратенков // Радиотехника. – 1996. – № 9. – С. 124–128.
4. Исаев С. А., Клишин Ю. П. Цифро-натурный метод оценки характеристик радиоэлектронных систем / С. А. Исаев, Ю. П. Клишин // Радиотехника. – 2001. – № 8. – С. 61–64.
5. Ермаков С. М., Жиглявский А. А. Математическая теория оптимального эксперимента / С. М. Ермаков, А. А. Жиглявский. – М.: Наука, 1987. – 320 с.
6. Математическая теория планирования эксперимента / С. М. Ермаков, В. З. Бродский, А. А. Жиглявский и др. – М.: Наука, 1983. – 392 с.
7. Гроот М. Де. Оптимальные статистические решения: пер. с англ. / М. Де Гроот; под ред. Ю. В. Линника, А. М. Когана. – М.: Мир, 1974. – 490 с.
8. Деденок В. П., Кочура В. А., Ткаченко А. А. Обоснование подходов при выборе показателей и критериев точности оценивания навигационных параметров космических объектов в задачах планирования наблюдений / В. П. Деденок, В. А. Кочура, А. А. Ткаченко // Радиотехника и информатика. – 1998. – № 1. – С. 76–78.
9. Негода А. А. Критерии и постановка задач оптимизации структур и состава наблюдательных средств системы контроля космического пространства / А. А. Негода // Проблемы управления и информатики. – 1998. – № 6. – С. 136–139.
10. Кульбак С. Теория информации и статистика: Пер. с англ. Д. И. Гордеева, А. В. Прохорова / под ред. А. Н. Колмогорова. – М.: Наука, 1967. – 408 с.

Надійшла до редакції 30 грудня 2014 р.