УДК 389.01.621

А.В. Гурник, В.І. Ємець, В.В. Хижняк

Український науково-дослідний інститут цивільного захисту, Київ

ПОДОЛАННЯ ПАРАМЕТРИЧНОЇ АПРІОРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ В ЗАДАЧАХ ПЛАНУВАННЯ СПОСТЕРЕЖЕНЬ ЗАСОБІВ ПОЛІГОННОГО ВИМІРЮВАЛЬНОГО КОМПЛЕКСУ ПРИ ПРОВЕДЕННІ ЛЬОТНО-КОНСТРУКТОРСЬКИХ ВИПРОБУВАНЬ

Доведена можливість одержання необхідних аналітичних виразів інформаційних мір в рамках постановки задачі оптимізації плану спостережень засобів полігонного вимірювального комплексу при проведенні льотно-конструкторських випробувань.

Ключові слова: *метрологічне забезпечення, льотно-конструкторських випробування.*

Вступ

Одним з найвідповідальніших і дорогих етапів випробувань авіаційних комплексів (АК) є етап натурних випробувань. Домінуюча роль у випробуваннях АК належить льотно-конструкторським випробуванням (ЛКВ), на які за статистикою витрачається біля половини трудових і матеріальних ресурсів на створення АК, а їх тривалість досягає 40% усієї тривалості циклу створення [1].

Для забезпечення натурних випробувань необхідне спеціальне обладнання полігонів, як для забезпечення безпеки випробувань, так і для отримання об'єктивної інформації про хід і результати обробки випробувальних задач.

Для рішення задач зовнішньотраєкторного контролю випробувальних пусків літальних апаратів (ЛА) задіються засоби полігонного вимірювального комплексу, кількість, номенклатура і дислокація яких повинні дозволяти ухвалювати рішення про успішність реалізації польотних завдань з необхідною достовірністю.

При цьому витрати на проведення льотно-конструкторських випробувань (ЛКВ) (включаючи і витрати на забезпечення зовнішньотраєкторних вимірювань) не можуть бути безмежними.

Таким чином, вже на етапі планування полігонних випробувань виникає необхідність оптимізації програми залучення засобів полігонного вимірювального комплексу з урахуванням специфіки задач, що вирішуються.

Термін і вартість виконання льотної оцінки тактико-технічних характеристик АК визначаються, у першу чергу, методом проведення випробувань. Тому удосконалення методології ЛКВ має бути безупинним процесом, що йде з випередженням процесів створення та модернізації АК.

Основні сучасні тенденції розвитку авіації військового призначення базуються на тому, що бойові якості АК у більшому ступені визначаються не тільки льотно-технічними характеристиками носія, але 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 ЛА та його обладнання і перехід до логічно-пов'язаних розділених циклів створення ЛА та КБО [2].

Яскравим прикладом сучасної ідеології відновлення авіаційного парку служать концепції модернізації АК [3]. Одним із 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 переносі центру ваги випробувань ЛА та (або) КБО на льотну частину, як найбільш інформаційну.

В нинішніх умовах головним фактором, що визначає вартість і термін відновлення авіаційного парку, є фактор оптимального використання всіх видів обмежених ресурсів. Льотно-модельний [4] і цифро-натурний [4,5] методи випробувань, що використовуються в теперішній час в практиці ЛКВ, не враховують специфіки трансформації схеми випробувань АК і не орієнтовані на мінімізацію витрат при проведенні безпосередньо льотного (натурного) експерименту (ЛЕ). Тому виникає необхідність пошуку нових підходів до проведення випробувань, що забезпечують ефективність ЛЕ при сформованій схемі випробувань і вимозі мінімального витрачання усіх видів ресурсів. Такі підходи реалізуються на основі організації управління ЛЕ за інформаційними критеріями.

Так, плануються льотно-конструкторські випробування ЛА, суть яких дати відповідь на питання яким чином реалізоване польотне завдання з точністю не гірше заданої. Засоби полігонного вимірювального комплексу планується задіяти для зовнішньотраєкторних вимірювань координат і параметрів руху контрольованого об'єкта (рис. 1).

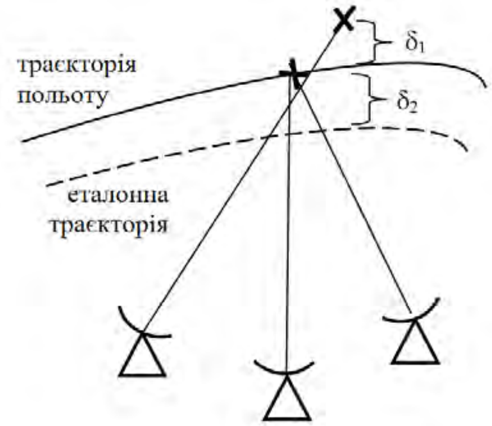

Рис. 1. Схема за діяння засобів полігонного вимірювального комплексу:
δ_1 – похибка вимірювань;
δ_2 – похибка виконання завдання

Номенклатура (якість і кількість) цих засобів зовнішньотраєкторного контролю повинна бути такою, щоб рішення про успішність (або неуспішність) пуску можна було прийняти з заданою вірогідністю (в контексті помилок першого і другого роду) [6].

Питома (у перерахуванні на одне вимірювання) вартість залучення кожного і-го засобу вимірювань C_{yi} задана. Точносні характеристики кожного і-го засобу вважаємо відомими.

У випадку однопараметричної системи – це дисперсія σ_i^2, а для багатопараметричної системи – коваріаційна матриця K_i.

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

Вимірювання під час випробувань, що проводяться цими засобами вимірювань, позначимо $\hat{r}_{ij}$. Різниці між виміряними параметрами $\hat{r}_{ij}$ і еталонними значеннями r_{ij} позначимо як $y_{ij} = \hat{r}_{ij} - r_{ij}$; питома вартість спостереження.

У цих різницях містяться похибки реалізації заданого польотного завдання і похибки вимірювань і-го засобу так, що результуюча кореляційна матриця має вигляд

$$K_{ip} = K_i + K_ц,$$

де $K_ц$ – невідома кореляційна матриця похибок реалізації заданої траєкторії польоту ЛА.

Визначимо можливі гіпотези результату випробувального польоту ЛА:

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

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

Сама постановка і відповідь на питання про те, що означає “точність оцінки векторного параметра не гірше (гірше, краще, не краще) необхідної” є досить складними та недостатньо вивченими навіть у теоретичному плані.

Достатньо скасувати неоднозначне тлумачення цього питання у відомих теоретичних і прикладних роботах [7 – 9], про що свідчить різноманіття розглянутих критеріїв досягнення необхідної точності при плануванні спостережень.

Разом з тим у низці фундаментальних [10, 11] і прикладних досліджень [12 – 14] намічені шляхи і запропоновані принципи одержання критеріїв планування спостережень при оцінці параметрів руху об'єктів, що забезпечують необхідні і достатні умови досягнення точності оцінювання не гірше заданої, які можуть бути покладені в основу теоретичного рішення проблеми.

Насправді ж сформульована в рамках проблеми, що розв’язується, задача планування залучення засобів полігонного вимірювального комплексу для зовнішньотраєкторного контролю ЛКВ і прийняття на цій основі рішення про успішність реалізації польотного завдання з заданою вірогідністю (в контексті помилок першого і другого роду) є більш загальною і більш складною, що потребує для свого рішення додаткових теоретичних досліджень.

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

У якості однієї з перших у цьому напрямку і найбільш значимих для рішення прикладних задач є монографія С. Кульбака [15], висновки і положення якої взяті за основу.

Результати досліджень

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 у собі 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

$$\mathbf{Y}^T = \left\| \mathbf{Y}_1^T \mathbf{Y}_2^T \ldots \mathbf{Y}_i^T \ldots \mathbf{Y}_n^T \right\| .$$

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

$$\mathbf{Y}_i^T = \left\| \mathbf{y}_{i1}^T \mathbf{y}_{i2}^T \ldots \mathbf{y}_{ij}^T \ldots \mathbf{y}_{im_i}^T \right\| ,$$

де m_i – кількість спостережень i-го засобу вимірювань.

Без втрат спільності подальших міркувань правомірно вважати, що похибки спостережень різних вимірювальних засобів полігонного вимірювального комплексу взаємонезалежні.

З урахуванням цього умовні (по гіпотезах) щільності ймовірностей можуть бути представлені у вигляді

$$f_k(\mathbf{Y}) = \prod_{i=1}^{n} f_k(\mathbf{Y_i}), \quad \text{де} \quad k = 0,1.$$

Обмежимо наш розгляд випадкової складової можливих відхилень під час випробувань траєкторії польоту контрольної мети від розрахункової і будемо називати 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 його систем, помилок у польотному завданні тощо. Аналогом може служити «збиття прицілу» при прийнятній купчасті кульової стрільби по мішені. Наявність систематичної складової траєкторної похибки може бути виявлена тільки в серії випробувальних пусків.

Питання урахування систематичної складової похибки реалізації заданої траєкторії розглянемо окремо. Будемо також вважати, що сукупність спостережень не містить аномальних («збійних») спостережень (грубих промахів) і належить одній генеральній сукупності, а відмінність умовних (по гіпотезах) щільностей ймовірностей $f_0(Y)$ і $f_1(Y)$ складається тільки у відмінності деяких параметрів Θ, що визначають характеристики точності реалізації польотного завдання.

Зокрема при розгляді випадкової складової похибки реалізації заданої траєкторії складовими параметрів можуть бути елементи коваріаційних матриць $K_{ц0}$ і $K_{ц1}$, що по суті і характеризують умови справедливості конкуруючих гіпотез H_0 і H_1.

З урахуванням останніх викладок умовні (по гіпотезах) щільності ймовірностей можна представити у вигляді

$$f_0(Y) = f(Y / \theta_0); \quad f_1(Y) = f(Y / \theta_1)$$

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 ймовірності вектора спостережень при довільному значенні θ.

Для фіксованих значень θ_0 і θ_1 у відповідних областях Ω_0 і Ω_1, що визначають умови справедливості гіпотез H_0 і H_1 відповідно, згідно визначенням [15] можуть бути записані вирази для інформаційних мір I_{01} і I_{10}. Це по суті є виразами 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 відповідно $\theta = \theta_0 \in \Omega_1$

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

$$I_{01} = \int_{(\Omega_Y)} f(Y / \theta_1) \cdot \ln \frac{f(Y / \theta_1)}{f(Y / \theta_0)} dY; \qquad (2)$$

По суті вирази (1, 2) дають змогу при відомій статистиці й обсязі спостережень підрахувати кількість інформації, що міститься у вибірці спостережень і яка 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).

Неважко 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_{02} 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 в теорії інформації [15] 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 з заданою вірогідністю в контексті значень помилок 1-го і 2-го 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 інформації, що розрізняє, на користь H_0 проти H_1 і на користь H_1 проти H_0 відповідно для ухвалення рішення про справедливість однієї з цих гіпотез із заданими значеннями помилок 1-го і 2-го роду α, β.

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

Однак безпосереднє використання співвідношень (1, 2) і (3, 4) для рішення задач планування спостережень при забезпеченні ЛКВ неможливо в силу невизначеності значень параметрів θ_0 і θ_1, що відповідає відомій в 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, що 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 в змісті стану системи («так» – відповідає H_0 і «ні» – не відповідає H_1).

По-друге, оскільки в припущенні використання інформаційних методів для оптимізації етапу планування спостережень неприпустима на етапі планування забезпечення полігонних випробувань ЛА ситуація, коли необхідна вірогідність в контексті помилок 1-го і 2-го 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 і методи подолання параметричної апріорної невизначеності доцільно визначати на основі комплексного сполучення підходів до вирішення цієї проблеми, що застосовуються в математичній статистиці (точніше – статистичної теорії прийняття рішень) і підходів, що розвиваються в рамках теорії інформації.

Традиційні методи подолання параметричної апріорної невизначеності в статистичній теорії прийняття рішень підрозділяються на дві групи – байєсовські і небайєсовські (класичні). При байєсовському підході апріорі невідомі параметри вважаються випадковими і стосовно цих параметрів вводяться апріорні закони розподілення (як правило щільності ймовірностей). При альтернативному (небайєсовському) підході параметри вважаються невідомими, але не випадковими, і рекомендується за результатами спостережень (або по навчальній вибірці, якщо можливо) знайти і використовувати їх деякі оцінки.

При використанні інформаційних статистик для прийняття рішень [11, 15] в умовах параметричної невизначеності по одній з гіпотез використовують принцип мінімуму розпізнавальної інформації при певних обмеженнях на можливі значення невідомих параметрів.

Однак необхідно відмітити, що принцип мінімуму розпізнавальної інформації [14] розроблено і досліджено для випадку, коли апріорна невизначеність має місце тільки щодо параметрів закону розподілення по одній з гіпотез (наприклад по конкуруючій – H_1), а по іншій (наприклад по основній – H_0) параметри розподілення щільності ймовірності фіксовані (задані).

У випадку, що розглядається, ситуація більш складна, оскільки невизначеність параметрів законів розподілення спостережень має місце і по основній H_0 і по конкуруючій H_1 гіпотезах. З урахуванням цього необхідні додаткові теоретичні дослідження застосовності зазначених вище підходів до подолання параметричної апріорної невизначеності як з позицій математичної статистики, так і з позицій теорії інформації.

У низці робіт [12, 13] були зроблені спроби узагальнити і з'ясувати взаємозв'язок здавалося б взаємовиключаючих байєсовського і небайєсовського підходів у тому числі і з позицій інформаційної достатності стосовно задач спільного виявлення – оцінювання.

З урахуванням отриманих раніше результатів розглянемо можливості їхнього використання в рамках проблеми, що вирішується в роботі.

При байєсовському методі невідомі параметри θ_0 і θ_1 вважаються випадковими. Тоді й інформаційні міри $I_{01}(\theta_0,\theta_1)$ та $I_{10}(\theta_0,\theta_1)$ є випадковими величинами як функції (невипадкові) випадкових аргументів.

Нехай апріорні розподілення параметрів θ_0 і θ_1 задані у вигляді щільностей ймовірностей $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$.

Параметрична апріорна невизначеність в рамках байєсовського підходу може бути подолана шляхом усереднення інформаційних мір для невідомих параметрів з використанням їхніх апріорних розподілень і одержання безумовних (незалежних від невідомих параметрів) інформаційних мір I_{01} і I_{10}:

$$I_{01_б} = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) \int\limits_{(\Omega_1)} f_a(\theta_1) I_{01}(\theta_0,\theta_1) d\theta_1 d\theta_0; \tag{5}$$

$$I_{10_б} = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) \int\limits_{(\Omega_1)} f_a(\theta_1) I_{10}(\theta_0,\theta_1) d\theta_1 d\theta_0; \tag{6}$$

Розглянемо внутрішні інтеграли у виразах (5) і (6) і введемо позначення:

$$I_{01}(\theta_0) = \int\limits_{(\Omega_1)} f_a(\theta_1) I_{01}(\theta_0,\theta_1) d\theta_1 ; \tag{7}$$

$$I_{10}(\theta_0) = \int\limits_{(\Omega_1)} f_a(\theta_1) I_{10}(\theta_0,\theta_1) d\theta_1 . \tag{8}$$

З урахуванням цих позначень співвідношення (5) і (6) можна представити у вигляді:

$$I_{01_б} = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) I_{01}(\theta_0) d\theta_0 ; \tag{9}$$

$$I_{10_б} = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) I_{10}(\theta_0) d\theta_0 . \tag{10}$$

За змістом $I_{01}(\theta_0,\theta_1)$ та $I_{10}(\theta_0,\theta_1)$ є умовними значеннями розпізнавальної інформації гіпотези H_0 проти H_1 і H_1 проти H_0 відповідно, за умови, що при справедливості гіпотези H_0 вектор визначальних параметрів $\theta = \theta_0 \in \Omega_0$.

З урахуванням введених позначень сформулюємо і доведемо теорему.

Теорема. Якщо $f_0(Y) = f(Y / \theta_0)$ і $f_1(Y) = f(Y / \theta_1)$ відомі з точністю до параметрів $\theta_0 \in \Omega_0$ і $\theta_1 \in \Omega_1$, а $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$ відомі апріорні щільності ймовірностей цих параметрів, то справедлива рівність:

$$I_{01_б} = I_{01}(\hat{\theta}_0,\hat{\theta}_1),$$

де $\hat{\theta}_0$ і $\hat{\theta}_1$ – деякі оцінки цих параметрів («точки») всередині областей Ω_0 і Ω_1 відповідно.

Доведення. Проведемо послідовно для внутрішнього і зовнішнього інтегралів виразу (5) використовуючи відому [15] теорему про середнє значення внутрішнього інтеграла. Вираз (7) може бути представлений у вигляді:

$$I_{01}(\theta) = I_{01}(\theta_0,\hat{\theta}_1) \int\limits_{(\Omega_1)} f_a(\theta_1) d\theta_1 = I_{01}(\theta_0,\hat{\theta}_1),$$

де $\hat{\theta}_1 \in \Omega_1$.

Далі міркуючи аналогічно можна одержати значення зовнішнього інтеграла (вираз 9):

$$I_{01_б} = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) I_{01}(\theta_0) d\theta_0 = \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) I_{01}(\theta_0,\hat{\theta}_1) d\theta_0 = I_{01}(\hat{\theta}_0,\hat{\theta}_1) \int\limits_{(\Omega_0)} f_a(\theta_0) d\theta_0 = I_{01}(\hat{\theta}_0,\hat{\theta}_1),$$

де $\hat{\theta}_0 \in \Omega_0$,

що і необхідно було довести.

Аналогічно доводиться теорема і для $I_{10_б}$ (співвідношення 6).

$$I_{10_б} = I_{10}(\theta_0^*,\theta_1^*), \quad \text{где } \theta_0^* \in \Omega_0 \quad \text{и} \quad \theta_1^* \in \Omega_1.$$

У загальному випадку оцінки $\hat{\theta}_i$ і θ_i^* можуть бути різними, $i = 0,1$.

Доведена теорема дає змогу сформулювати деякі узагальнення стосовно байєсовського і небайєсовського методів подолання параметричної апріорної невизначеності розпізнавальної інформації.

По-перше, з урахуванням доведеної теореми, виявляється, що усереднення умовних (по параметрах) інформаційних заходів для апріорних розподілень $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$ (байєсівський метод) цілком еквівалентно підстановці замість невідомих параметрів θ_0 і θ_1 їхніх деяких значень (оцінок) з областей припустимих значень Ω_0 і Ω_1

відповідно. У цьому змісті це цілком відповідає небайєсівському варіанту подолання параметричної апріорної невизначеності з точністю до величин оцінок, що підставляються замість невідомих параметрів.

По-друге, оскільки тільки вид апріорних розподілень $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$ (за інших рівних умов) визначає які саме оцінки $\hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1$ повинні бути підставлені замість невідомих параметрів, то справедливо і зворотнє твердження про те, що для будь-яких оцінок (точок) з Ω_0 і Ω_1 можуть бути підібрані відповідні апріорні щільності $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$. Тому коли при небайєсовському методі замість невідомих параметрів підставляються їхні оцінки, то це фактично еквівалентно постулюванню деяких апріорних розподілень $f_a(\theta_0)$ і $f_a(\theta_1)$, використання яких при байєсовському варіанті подолання параметричної апріорної невизначеності дає той же ефект в контексті одержання безумовних інформаційних мір.

Висновок

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

Список літератури

1. *Хижняк В.В. Структура, завдання та напрями розвитку полігонних вимірювально-обчислювальних комплексів / В.В. Хижняк // Наука і оборона. – 1999. – № 1. – С. 18-22.*
2. *Андросов В.А. 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. *Финадорин Г.А. Актуальные задачи формирования обликов военных летательных аппаратов и парков на их основе / Г.А. Финадорин // Наука і оборона. – 1995., – № 2. – С. 74-90.*
4. *Исаев С.А. Цифро-натурные и летно-модельные методы испытаний КБО / С.А. Исаев, Г.С. Кондратенков // Радиотехника. 1996. – № 9. – С. 124-128.*
5. *Исаев С.А. Цифро-натурный метод оценки характеристик радиоэлектронных систем / С.А. Исаев, Ю.П. Клишин / Радиотехника. – 2001. – № 8. – С. 61-64.*
6. *Хижняк В.В. Постановка задачі планування спостережень засобами полігонного вимірювального комплексу при проведенні випробувань / В.В. Хижняк // Наука і оборона. – 2015. – № 1. –С. 36-39.*
7. *Ермаков С.М. Математическая теория оптимального эксперимента / С.М. Ермаков, А.А. Жиглявский. – М.: Наука, 1987. – 320 с.*
8. *Математическая теория планирования эксперимента / С.М. Ермаков, В.З. Бродский, А.А. Жиглявский и др. – М.: Наука, 1983. – 392 с.*
9. *Федоров В.В. Теория оптимального эксперимента / В.В. Федоров. – М.: Наука, 1971. – 312 с.*
10. *Боровков А.А. Математическая статистика / А.А. Боровков. – М.: Наука, 1984. – 472 с.*
11. *Гроот М.Де. Оптимальные статистические решения / М.Де Гроот. – М.: Мир, 1974. – 490 с.*
12. *Деденок В.П. 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 // Радиоэлектроника и информатика. – 1998. – №1. –С. 76-78.*
13. *Деденок В.П. Обоснование критериев достижения требуемой точности оценивания навигационных параметров космических аппаратов / В.П. Деденок, В.А. Кочура, Е.В. Мигура // Системи обробки інформації. Збірник наукових праць. – Х.: ХФВ "Транспорт України", 2001.- Вип. 1 (11). – С. 51-56.*
14. *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.*
15. *Кульбак С. Теория информации и статистика / С. Кульбак. – М.: Наука, 1967. – 408 с.*

Надійшла до редколегії 25.08.2015

Рецензент: д-р техн. наук, проф. С.М. Порошин, Національний технічний університет «ХПІ», Харків.

ПРЕОДОЛЕНИЕ ПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ В ЗАДАЧАХ ПЛАНИРОВАНИЯ НАБЛЮДЕНИЙ СРЕДСТВ ПОЛИГОННОГО ИЗМЕРИТЕЛЬНОГО КОМПЛЕКСА ПРИ ПРОВЕДЕНИИ ЛЕТНО-КОНСТРУКТОРСКИХ ИСПЫТАНИЙ

А.В. Гурник, В.И. Емец, В.В. Хижняк

Доказана возможность получения необходимых аналитических выражений информационных мер в рамках постановки задачи оптимизации плана наблюдений средств полигонного измерительного комплекса при проведении летно-конструкторских испытаний.

Ключевые слова: *метрологическое обеспечение, летно-конструкторских испытание.*

OVERCOMING OF A PRIORI SELF-REACTANCE VAGUENESS IN TASKS OF SUPERVISIONS PLANNING OF GROUND MEASURING COMPLEX FACILITIES DURING LEADTHROUGH OF FLYING-DESIGNER TESTS

A.V. Gurnik, V.I. Emec, V.V. Khizhnyak

Possibility of receipt of necessary analytical expressions of informative measures is well-proven within the framework of raising of task of optimization of plan of supervisions of facilities of ground measuring complex during the leadthrough of flying-designer tests.

Keywords: *metrology providing, flying-designer test.*