

## АЕРОКОСМІЧНІ ДИНАМІЧНІ СИСТЕМИ

УДК 656.7.052:656.7.08(045)

А.Я. Білецький, Д.О. Корчунов, В.П. Харченко

### ПРИНЦИПИ ПОБУДОВИ СИТУАЦІЙНИХ МОДЕЛЕЙ СИСТЕМИ КЕРУВАННЯ ПОВІТРЯНИМ РУХОМ

*Сформульовані основні принципи побудови багатоальтернативних ситуаційних моделей повітряної обстановки. За приклад впливу основної характеристики спостереження системи керування повітряним рухом вибрана імовірність виявлення об'єктів.*

Удосконалені можливості зв'язку, навігації і спостереження (CNS) майбутньої системи керування повітряним рухом (КПР) як складової частини організації повітряного руху (ATM) забезпечують основу використання надзвичайно надійних та ефективних автоматизованих засобів в кабіні екіпажу і на землі. Ці засоби мають бути здатними виявляти конфліктні ситуації повітряної обстановки і терміново передавати інформацію про необхідні дії диспетчеру та екіпажу повітряного корабля (ПК).

Головними факторами, що впливають на частоту конфліктних ситуацій в повітряному просторі маршрутів та районів аеродромів, є щільність повітряного руху, складність потоку повітряного руху і норми ешелонування. Ріст щільності руху в контрольованій або неконтрольованій частині повітряного простору призводить до збільшення кількості ПК, що в свою чергу може підвищити частоту критичних ситуацій. Складність потоку повітряного руху характеризується такими факторами, як перетин або зміна траєкторій та профілів польоту, різниця характеристик, змішані потоки прильотів та вильотів ПК або близько розташовані аеропорти. Все це впливає на збільшення частоти конфліктів. Скорочення норм ешелонування в результаті використання кращих характеристик глобальної навігаційної супутникової системи (GNSS) і удосконаленого спостереження за рахунок автоматичного залежного спостереження ADS та ADS-B [1, 2] має суттєво вплинути на зменшення частоти конфліктних ситуацій. Названі фактори визначають динамічну щільність, яка безпосередньо визначає очікувану частоту конфліктів.

У зв'язку з цим важливе значення має розробка методології визначення конфліктних ситуацій. За основу візьмемо підхід, сформульований в роботі [3], тобто методологію, яка ґрунтується на багатоальтернативному послідовному ситуаційному аналізі, в основі якого лежить послідовний аналіз [4, 5]. Особливістю цього підходу є те, що оцінюється цілий спектр ситуацій, а конфліктні ситуації є його складовими елементами. Тому в результаті визначення спектра імовірностей ситуацій в подальшому можливо оцінити не тільки рівень безпеки руху, але і його ефективність.

Нехай імовірність виявлення ситуації повітряної обстановки характеризується співвідношенням

$$P = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_0}{n}, \quad (1)$$

де  $n_0$  – кількість спостережень, за яких виявлено ПК даної ситуації;  $n$  – загальна кількість спостережень, виконаних даним вимірювальним засобом системи CNS в умовах, коли в



межах його робочої зони знаходиться ПК (зона може бути локальною, регіональною або глобальною). Зауважимо, що зазвичай  $n_0$  зростає зі збільшенням  $n$  і співвідношення (1) можна подати таким чином.

Нехай  $\eta_i = 1$ , якщо  $i$ -те спостереження виявило ПК, і  $\eta_i = 0$  - в протилежному випадку. Крім того, припускаємо, що в момент  $i$ -го спостереження ПК знаходиться в межах робочої зони вимірювального засобу. Прийmemo, що випадкові величини  $\{\eta_i, i \geq 1\}$  є незалежними і мають такі розподіли:

$$P\{i = 1\} = p, \quad P\{i = 0\} = 1 - p,$$

де  $p$  - імовірність виявлення. Тоді кількість спостережень, за яких визначена ситуація після  $n$  спостережень,

$$n_0 = \sum_{i=1}^n \eta_i, \quad i = \overline{1, n}.$$

Відповідно до закону великих чисел

$$\frac{n_0}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i \rightarrow M\xi_i = p = P_b, \quad \text{при } n \rightarrow \infty$$

"майже напевно" [9].

Тут  $P_b$  - імовірність виявлення. Саме так слід розуміти рівняння (1). При великих значеннях  $n$  можна прийняти, що

$$n_0 \approx pn = P_b n. \quad (2)$$

Вираз (2) покладемо в основу побудови спектра ситуацій.

Згідно з роботою [3] виділимо п'ять ситуацій, які характеризують етап можливого розвитку конфлікту між парами ПК: нормальна ситуація (НС), ускладнення умов польоту (УУП), складна ситуація (СС), аварійна ситуація (АС) і катастрофічна ситуація (КС).

Виберемо на одній з трьох просторових координат  $u$  апіорну щільність  $\rho(u)$  ситуацій у повітряному просторі. Початок координат сумістимо із серединою інтервалу "нормальної ситуації". Кожна  $i$ -та ситуація по кожній координаті ( $x$ ,  $y$  або  $z$ ) описується своєю нерівністю виду  $l_i \leq u \leq l_{i+1}$ ,  $i = \overline{1, 5}$  для даного випадку. Такій ситуації буде відповідати апіорна щільність розподілу імовірностей:

$$\rho_i(u) = \frac{\rho(u) \chi_{[l_i, l_{i+1}]}(u)}{C_i}; \quad C_i = \int_{l_i}^{l_{i+1}} \rho(u) du;$$

$$\chi_{[l_i, l_{i+1}]}(u) = \begin{cases} 1, & u \in [l_i, l_{i+1}]; \\ 0, & u \notin [l_i, l_{i+1}]. \end{cases}$$

Тоді апіорні імовірності ситуацій будуть пропорційні  $C_i$ :

$$p_i = \frac{C_i}{\sum_{j=1}^5 C_j}.$$

Таким чином, вибір  $\{p_i\}$  здійснюється за допомогою обраної апіорної щільності  $\rho(u)$ . За умови заданих просторових зон для кожної з координат ( $x$ ,  $y$  або  $z$ ) і відповідних ситуацій,

тобто для інтервалів  $[I_i, I_{i+1}]$ ,  $i = \overline{1, 5}$ , характеристики системи CNS КІР не впливають на значення апіорних імовірностей  $p_i$ ,  $i = \overline{1, 5}$  їх виникнення.

Характеристики інформаційно-вимірювальної системи будуть спотворювати умовні щільності розподілу імовірностей цих ситуацій  $\rho_i(u)$ . У результаті цього породжуються нові щільності  $g_i(u)$ ,  $i = \overline{1, 5}$ , на основі яких в міру надходження спостережень повинно працювати багатоальтернативне розв'язувальне правило розпізнавання ситуацій. Його суть полягає в наступному [8].

Нехай є  $N$  класів ситуацій  $S_1, \dots, S_N$ ,  $N \geq 3$ . Якщо випадкова величина  $\xi$  належить ситуації  $S_k$  ( $\xi \in S_k$ ), то вона має щільність  $\rho_k(\xi)$ ,  $k = \overline{1, N}$ . Припускаємо також, що задані апіорні імовірності виникнення класів ситуацій  $p_1, \dots, p_N$ ,  $\sum_{k=1}^N p_k = 1$ .

Тоді для  $\nu$  незалежних спостережень випадкової величини  $\xi$  зі щільністю  $\rho_k(\xi)$  вибірки  $\xi_1, \dots, \xi_\nu$  сукупний вектор  $\bar{\xi} = \{\xi_1, \dots, \xi_\nu\}$  має щільність розподілу

$$\rho_k^{(\nu)}(\bar{\xi}) = \rho_k(\xi_1) \rho_k(\xi_2) \dots \rho_k(\xi_\nu)$$

Сформуємо апостеріорну імовірність таким чином:

$$q_k^{(\nu)}(\bar{\xi}) = \frac{p_k \rho_k^{(\nu)}(\bar{\xi})}{\sum_{j=1}^N p_j \rho_j^{(\nu)}(\bar{\xi})}, \quad k = \overline{1, N}. \quad (3)$$

Якщо задані додатні пороги  $b_1, \dots, b_N$ , то після  $\nu$  незалежних спостережень випадкової величини  $\xi$  приймається рішення щодо приналежності її ситуації  $S_k$ ,  $k = \overline{1, N}$  за умови

$$q_k^{(\nu)}(\bar{\xi}) \geq b_k, \quad k = \overline{1, N}. \quad (4)$$

Суть багатоальтернативного послідовного ситуаційного аналізу полягає в тому, що спостереження для побудови (3) виконуються до такого моменту  $\nu$ , поки не виконається нерівність (4).

У загальному випадку спотворення густин імовірностей  $g_i(u)$ ,  $i = \overline{1, 5}$  пов'язані з такими характеристиками інформаційно-вимірювальної системи КІР, як імовірності виявлення, роздільна спроможність, точність, доступність, готовність, цілісність.

Однією з основних характеристик системи спостереження сучасної системи КІР є характеристика виявлення об'єктів. Розглянемо цей випадок. Нехай координата  $u$  знаходиться в  $i$ -й зоні:  $u \in [I_i, I_{i+1}]$ . Повітряний корабель пов'язується з координатою  $u$  і його поведінка описується випадковою величиною  $\xi_i$  зі щільністю  $\rho_i(u)$ . Чергове спостереження відповідає схемі спостереження величини  $\eta$ :

$P_b$  – прийнято сигнал, що відповідає випадковій величині  $\xi_i$  зі щільністю  $\rho_i(u)$ ;

$1 - P_b$  – сигнал не надходить;

$$\eta = \begin{cases} \xi_i & \text{з імовірністю } P_b; \\ \xi & \text{з імовірністю } (1 - P_b). \end{cases} \quad (5)$$

Вираз (5) відповідає випадку приймання сигналу з імовірністю  $P_b$ , тобто випадковій величині  $\xi_i$  зі щільністю  $\rho_i(u)$  та відсутності сигналу з імовірністю  $(1 - P_b)$ . Якщо не



допускається пропуск спостереження, то припускається спостереження випадкової величини  $\xi$  зі щільністю  $\rho(u)$  і  $\xi$  не залежить від  $\xi_i$ .

Тоді розподіл випадкової величини  $\eta$  є сумішшю розподілів  $\xi_i$  і  $\xi$ . У цьому випадку щільність розподілу імовірностей величини  $\eta$  буде визначатися виразом:

$$g_i(u) = P_b \cdot \rho_i(u) + (1 - P_b) \cdot \rho(u). \quad (6)$$

Якщо інші характеристики інформаційно-вимірювальної системи не враховуються, то багатоальтернативне послідовне правило буде діяти на основі апріорних імовірностей  $\{p_i\}$  та побудованих умовних щільностей розподілу імовірностей  $\{g_i(u)\}$ ,  $i = 1, 5$ .

У випадку  $P_b = 1$  вираз (6) набирає вигляду

$$g_i(u) = \rho_i(u), \quad (7)$$

і апостеріорні щільності імовірностей  $g_i(u)$  стають адекватними апріорним умовним щільностям ситуацій.

Зрозуміло, що за умови (7) буде відсутнє переплутування щільностей ситуації (рис. 1).

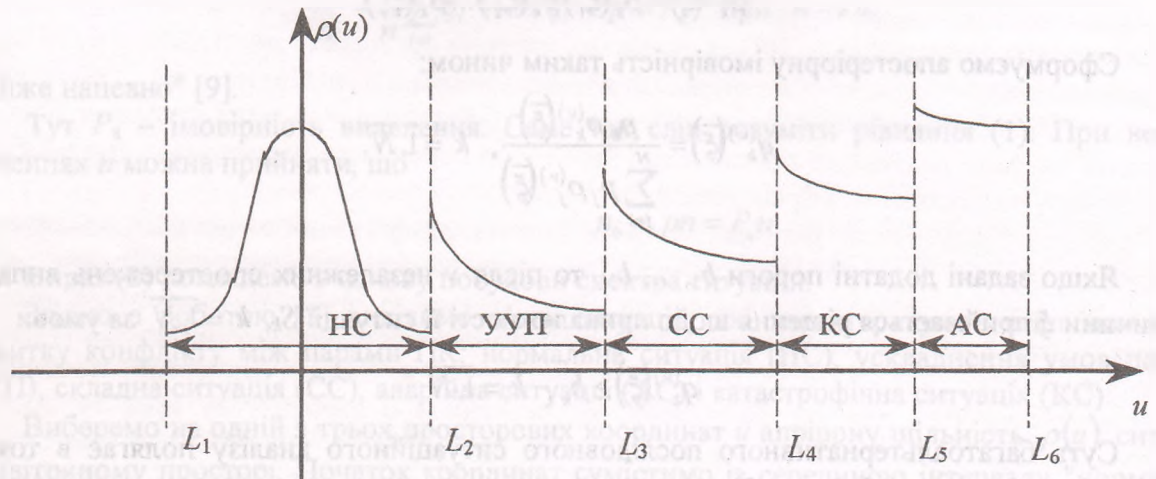


Рис. 1

Для нерівності

$$0 \leq P_b < 1$$

характерним є переплутування щільностей ситуацій (рис. 2).

Введемо поняття коефіцієнта переплутування, що відповідає умові нерівності індексів  $i \neq j$ . Він показує якою мірою щільність  $g_j(u)$  може співвідноситися з перебуванням об'єкта в  $i$ -й ситуації. Тоді коефіцієнт переплутування

$$\mu_{ij} = \int_{l_i}^{l_{i+1}} g_j(u) du = P_b \int_{l_i}^{l_{i+1}} \rho_j(u) du + (1 - P_b) \int_{l_i}^{l_{i+1}} \rho(u) du = (1 - P_b) C_i.$$

Ведемо також коефіцієнт адекватності  $\mu_{ii}$ :

$$\mu_{ii} = \int_{l_i}^{l_{i+1}} g_i(u) du = P_b \int_{l_i}^{l_{i+1}} \rho_i(u) du + (1 - P_b) \int_{l_i}^{l_{i+1}} \rho(u) du = P_b + (1 - P_b) C_i. \quad (8)$$

Характерним для виразу (8) є те, що зрізана щільність  $\rho_i(u)$  зосереджена в інтервалі  $[l_i, l_{i+1}]$  і тому інтеграл першої суми дорівнює одиниці.

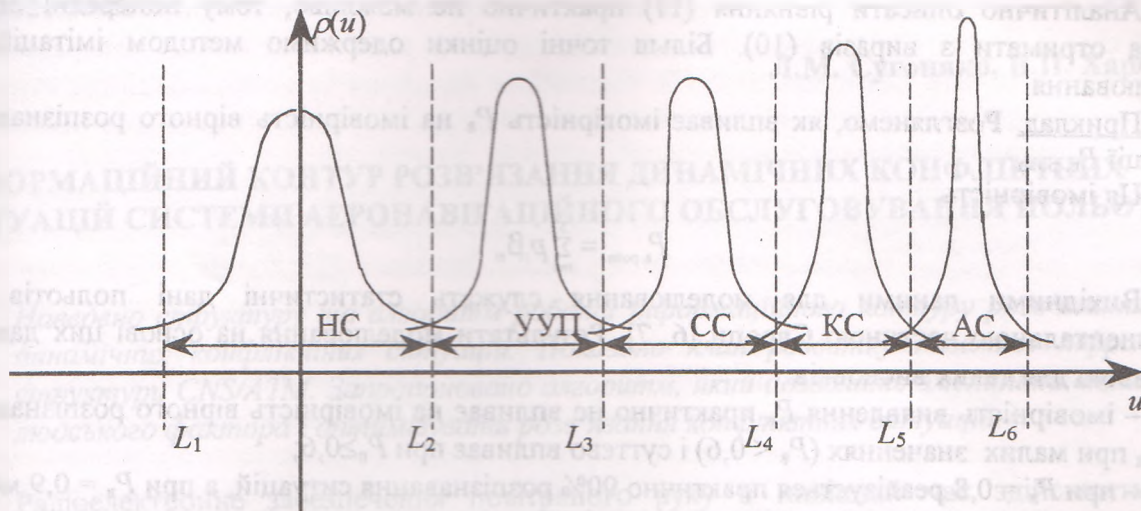


Рис. 2

Таким чином, коефіцієнт адекватності описує, наскільки щільність  $g_i(u)$  відповідає факту стану об'єкта в  $i$ -й ситуації і розташуванню його в інтервалі  $[l_i, l_{i+1}]$  по координаті  $u$ .

Варто зазначити, що при  $P_B = 1$  маємо, що  $\mu_{ij} = 0$ ,  $i \neq j$ ,  $\mu_{ii} = 1$ , тобто щільності  $g_i(u)$  стають адекватними своїм ситуаціям, і не буде переплутування їх.

Запропоноване багатоальтернативне послідовне вирішувальне правило для класифікації ситуацій використовує щільності розподілу імовірностей  $\{g_i(u)\}$ ,  $i = \overline{1,5}$  та апріорні імовірності  $\{p_i\}$ ,  $i = \overline{1,5}$  для побудови апостеріорних імовірностей цих ситуацій. Апостеріорні імовірності на основі спостереження " $u$ " розраховуються за формулою

$$q_i(u) = \frac{p_i \cdot g_i(u)}{\sum_{j=1}^5 p_j g_j(u)} = \frac{p_i (P_B \rho_i(u) + (1-P_B) \rho(u))}{\sum_{j=1}^5 p_j (P_B \rho_j(u) + (1-P_B) \rho(u))} \quad (9)$$

Послідовне правило характеризується імовірностями вірних рішень

$$\beta_{ii} = P \{ \text{прийняти } S_i / \text{коли } S_i - \text{істина} \}$$

і частинними похибками переплутування

$$\beta_{ij} = P \{ \text{прийняти } S_j / \text{коли } S_i - \text{істина} \}, \quad i \neq j.$$

Оцінками для цих величин можуть бути:

$$\begin{aligned} \beta_{ii} &\cong \mu_{ii}, \\ \beta_{ij} &\cong \mu_{ij}, \quad i \neq j. \end{aligned} \quad (10)$$

Це пояснюється тим, що при  $P_B = 1$  переплутування відсутнє, і

$$\beta_{ii} = 1 = \mu_{ii}, \quad \beta_{ij} = 0 = \mu_{ij}, \quad i \neq j.$$

Оскільки  $P_B$  увійшло в апостеріорні імовірності (9), які порівнюються із заданими порогоми, то  $\beta_{ij}$  також повинно залежати від  $P_B$ :

$$\beta_{ij} = \beta_{ij}(P_B), \quad i, j = \overline{1,5}. \quad (11)$$



Аналітично описати рівняння (11) практично не можливо, тому попередні оцінки можна отримати з виразів (10). Більш точні оцінки одержимо методом імітаційного моделювання.

**Приклад.** Розглянемо, як впливає імовірність  $P_v$  на імовірність вірного розпізнавання ситуації  $P_{v, \text{розп}}$ .

Ця імовірність

$$P_{v, \text{розп}} = \sum_{i=1}^5 p_i \beta_{ii}$$

Вихідними даними для моделювання служать статистичні дані польотів над континентальною частиною Європи [6, 7]. Результати моделювання на основі цих даних є підставою для таких висновків:

– імовірність виявлення  $P_v$  практично не впливає на імовірність вірного розпізнавання  $P_{v, \text{розп}}$  при малих значеннях ( $P_v < 0,6$ ) і суттєво впливає при  $P_v \geq 0,6$ ;

– при  $P_v = 0,8$  реалізується практично 90% розпізнавання ситуацій, а при  $P_v = 0,9$  можна досягти рівня вірного розпізнавання  $P_{v, \text{розп}} = 0,95$ ;

– в автоматизованих системах КПП, функціями яких є розпізнавання критичних ситуацій, важливим є дотримання відповідних вимог до характеристик виявлення об'єктів.

Безумовно, що включення в контур системи КПП автоматичного залежного спостереження (ADS, ADS-B) [1] покращить розпізнавання ситуацій.

#### Список літератури

1. Харченко В.П. Майбутнє аерокосмічних інформаційних систем і керування транспортом / Вісник КМУЦА № 12: 3б. наук. праць, 1999. – С. 166.
2. Спеціальний комітет по контролю и координации разработки и планированию перехода к будущей системе аэронавигации (FANS – этап II). 4-е совещание. – Монреаль, ICAO, 1993.
3. Харченко В.П., Косенко Г.Г. Многоальтернативный последовательный метод в задачах ситуационного анализа воздушной обстановки / Моделирование радиоэлектронных систем и комплексов обеспечения полетов: Сб. научн. тр. – К.: КМУГА, 1996. – С. 3 – 10.
4. Вальд А. Последовательный анализ / Пер. с англ. П.А. Бокуты, Б.М. Герасимова и др.; Под ред. Б.А. Севастьянова. – М.: Физматгиз, 1960. – 328 с.
5. Башаринов А.Е., Флейшман Б.С. Методы статистического последовательного анализа и их радиотехнические приложения. – М.: Сов. радио, 1962. – 350 с.
6. Методика определения минимумов эшелонирования, применяемых для разделения параллельных линий пути в структурах маршрутов ОВД: Циркуляр 120-AN/89/2. – Монреаль: ICAO, 1976. – 238 с.
7. Группа экспертов по рассмотрению общей концепции эшелонирования. Пятое совещание. – Монреаль, ICAO, 1985. – 120 с.
8. Косенко Г.Г. Критерии информативности при различении сигналов. – М.: Радио и связь, 1992. – 255 с.
9. Бронштейн И.Н., Семендяев К.А. Справочник по математике для инженеров и учащихся втузов. – М.: Наука, 1981. – 720 с.

Стаття надійшла до редакції 2 серпня 2000 року.