

## ВІДБИРАННЯ НА РЕМОТ ЕЛЕМЕНТІВ БУДИНКІВ АЕРОПОРТІВ НА ЗАСАДАХ ВИЗНАЧЕННЯ РИЗИКІВ ВТРАТ

*Викладено методику відбирання елементів будинків аеропортів на ремонт. Комплексна оцінка технічного стану елемента представлена як трирозрядний діагностичний параметр, на підставі якого встановлюються діагнози «годний»- «не годний». Періодичність технічних оглядів і рішення про відбирання на ремонт приймається на підставі оцінювання ризиків втрат.*

Система технічної експлуатації будинків та споруд аеропортів /1, 2/, що склалася за часів існування планової економіки, потребує докорінних методичних змін. За умов ринкової економіки прийняття рішення про ремонт системи або її складових повинне здійснюватися на засадах мінімізації ризику втрат внаслідок відмови елемента або системи в цілому, або втрат внаслідок передчасного ремонту.

Теоретичні засади технічної діагностики /4/ і дослідження, виконані в Київському міжнародному університеті цивільної авіації /3, 5/ дозволяють побудувати модель системи технічної експлуатації будинків аеропортів, яка б відповідала цим вимогам.

За ознаку, що характеризує стан окремих елементів будинку, прийемо комплексну оцінку технічного стану  $k_0$ , яка утворюється в результаті обстеження елемента і експертної оцінки вагомості змін простіших якостей і параметрів конструкції /5/. В цьому разі стан елемента описується одним діагностичним параметром.

Для вирішення задачі відібрання елемента на ремонт необхідно провести розподілення для системи з одним трьохрозрядним діагностичним параметром (параметр має розряди: «хороший стан» при  $1 \geq k_0 \geq 0,75$ ; «задовільний стан» при  $0,75 > k_0 \geq 0,5$ ; «незадовільний стан» при  $0,5 > k_0 \geq 0,35$ ).

При цьому повинні бути відомі:

- априорні імовірності діагнозу «годний» -  $P(D_1)$  і «не годний» -  $P(D_2)$ ;
- імовірності виникнення певних розрядів ознаки при діагнозах «годний», «не годний» -  $P(k_{11}/D_1)$ ,  $P(k_{12}/D_1)$ ,  $P(k_{13}/D_1)$  і  $P(k_{11}/D_2)$ ,  $P(k_{12}/D_2)$  і  $P(k_{13}/D_2)$ .

Як приклад розглянемо діагностування несучих елементів перекриття. Встановлено, що 80% цих елементів в період огляду є годними. Комплексна оцінка якості при діагнозах «годний» зустрічається в 80% в межах  $1 \div 0,75$ ; в 18% - в межах  $0,75 \div 0,5$  і в 2% - в межах  $0,5 \div 0,35$ . Відповідний розподіл оцінок при діагнозі «не годний» - 5%, 20%, 75%. Представимо отриману інформацію у вигляді так званої діагностичної матриці  $D^*$  (табл.1).

Таблиця 1

Діагностична матриця  $D^*$ 

Діагноз $D_i$	Імовірності розрядів ознаки			Априорна імовірність діагнозу $P(D_i)$
	$P(k_{11}/D_i)$	$P(k_{12}/D_i)$	$P(k_{13}/D_i)$	
$D_1$	0,800	0,18	0,02	0,80

$D_2$	0,005	0,20	0,75	0,20
-------	-------	------	------	------

Припустимо, що комплексна оцінка якості, яка була встановлена при обстеженні конкретного перекриття, дорівнює  $k_0=0,55$ , що відповідає другому розряду ознаки.

Імовірності діагнозів  $D_1$  і  $D_2$  обчислюються по узагальненій формулі Байеса:

$$P\left(\frac{D_i}{k^*}\right) = \frac{P(D_i) \cdot P\left(\frac{k^*}{D_i}\right)}{\sum_{s=1}^n P(D_s) \cdot P\left(\frac{k^*}{D_s}\right)}. \quad (1)$$

В прикладі, що розглядається  $P(D_1/k^*) = 0,782$  і  $P(D_2/k^*) = 0,218$ . В методі Байеса комплекс  $k^*$  відноситься до діагноза з більшою апостеріорною імовірністю. Таким чином:

$$k^* \in D_1. \quad (2)$$

Для іншої реалізації розподілу імовірностей розрядів, яка наведена в табл.2, прийемо таку ж саму комплексну оцінку якості  $k_0=0,55$  і априорні імовірності діагнозів. В цьому разі  $P(D_1/k^*)=0,002$  і  $P(D_2/k^*)=0,98$ . Тобто  $k^* \in D_2$ , перекриття належить вважати «не годним» і воно підлягає ремонту.

Таблиця 2

Діагностична матриця  $D^{**}$

Діагноз $D_i$	Імовірності розрядів ознаки			Априорна імовірність діагнозу $P(D_i)$
	$P(k_{11}/D_i)$	$P(k_{12}/D_i)$	$P(k_{13}/D_i)$	
$D_1$	0,900	0,095	0,005	0,8
$D_2$	0,007	0,043	0,950	0,2

Обґрунтування інтервалів розрядів може бути отримано при включенні до кола параметрів, які розглядаються, деяких економічних оцінок, Задача при цьому може бути вирішена методами статистичних рішень.

Розглянемо певний елемент будинку, технічний стан якого описується одним діагностичним параметром. Припустимо, що в результаті збору і обробки інформації встановлено емпіричні значення щільностей імовірностей  $f(k_0/D_1)$  і  $f(k_0/D_2)$  і знайдено їх статистики.

За фізичним сенсом задачі обидва розподілення повинні бути одномодельними, такими, що мають моди на межах інтервалу  $|1; 0,35|$ .

Найбільш просто розподілення може бути отримане методом визначення мінімального ризику. Значення комплексної оцінки якості, яка відповідатиме мінімальному середньому ризику прийняття неправильного рішення повинне відповідати наступному вираженню:

$$\begin{aligned} \min R = & B_{11}P(D_1) \int_{k_0^{\min}}^1 f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 + B_{21}P(D_1) \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 + \\ & + B_{12}P(D_2) \int_{k_0^{\min}}^1 f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0 + B_{22} \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0, \end{aligned} \quad (3)$$

де  $B_{11}$  - ціна вірного рішення «годний»;

$B_{12}$  - ціна пропуску дефекта;

$B_{21}$  - ціна ложної тривоги;

$B_{22}$  - ціна правильного рішення «не годний».

В теорії надійності ціна правильних рішень приймається в порівнянні з ціною помилок від'ємною. Ціни правильних і ложних рішень пропонується встановлювати у вигляді середнього річного ефекту, або середніх річних витрат.

Звичайно, ціна «**ложної тривоги**»  $B_{21}$  складається з тих самих витрат, що і ціна правильного рішення  $B_{11}$  (слід зауважити, що тут береться додатне значення цієї величини). Аналогічно і ціна правильного рішення «не годний»  $B_{22}$  може бути дорівнена ціні пропуску дефекту  $B_{12}$  за абсолютним значенням, але взяте зі знаком «-». Враховуючи це і перетворюючи вираження (3), отримуємо:

$$\begin{aligned} \min R = & B_{11}P(D_1) \left[ \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 - \int_{k_0^{\min}}^1 f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 \right] + \\ & + B_{12}P(D_2) \left[ \int_{k_0^{\min}}^{0,35} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0 - \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0 \right]. \end{aligned} \quad (4)$$

У більшості практичних задач вважається недоцільним вводити «**заохочення**» для правильних рішень. Тоді вираження (4) спроститься:

$$\min R = B_{21}P(D_1) \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 + B_{12}P(D_2) \int_{k_0^{\min}}^{0,35} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0. \quad (5)$$

В наведеній методиці при прийнятті рішення про ремонт конструкції не враховується фактор часу. Періодичність ремонту в проблемі, яка розглядається, може бути вирішена на засаді моделей технічного обслуговування технічних систем з контролем дієздатності (КД) і прогнозуючим контролем дієздатності (ПКД).

В першому випадку вважається, що відмови елементів можна виявити тільки під час КД в дискретні моменти часу. Зменшуючи інтервали часу поміж двома суміжними КД знижують втрати, що пов'язуються з відмовою елемента. Разом з тим збільшуються витрати на КД. Очевидно, що при цьому повинна існувати оптимальна періодичність КД.

Для побудування моделі технічної експлуатації будинку вважається що порядок експлуатації планується в початковий момент часу  $t = 0$  на нескінченний період часу  $[0; \infty]$ . Припустимо, що  $\tau$  - періодичність КД, а відмова елемента відбувається в момент часу  $\xi \in [l\tau, (l+1)\tau]$ , де  $l = 1, 2, 3, \dots$ . До цього моменту обстеження конструктивних елементів давало значення комплексної оцінки якості, яке дозволяло прийняти правильний діагноз «**годний**» -  $D_{11}$ , або діагноз «**ложна тривога**» -  $D_{21}$ . Після діагнозу  $D_{21}$  без додаткових перевірок робиться передчасний ремонт. Будемо вважати також, що відмова не може відбутися після передчасного ремонту, тому цей момент вважається моментом регенерації і дорівнюється  $t = 0$ . Повний середній ризик визначається на інтервалі поміж двома регенераціями.

Так як до  $t = \xi$  конструкція була дієздатною, то при кожному КД при  $t = \nu\tau$  приймалося одне з двох рішень:  $D_{11}$  або  $D_{12}$ . При умові відмови від заохочення повний середній ризик за період  $(0, \nu\tau)$  складе:

$$R = \sum_{\nu=1}^l \left[ B_{12}P(D_2)_{\nu\tau} \int_{k_0^{\min}}^{0,35} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0 + B_{kp} \right], \quad (6)$$

де  $B_{кр}$  - середня вартість одного КД;

$B_{12}$  - ціна пропуску дефекта;

$P(D_2)_{\nu\tau}$  - априорна імовірність діагнозу  $D_2$  в момент КД  $\nu\tau$  в періоди поміж двома регенераціями.

Визначення оптимальної періодичності КД робиться шляхом знаходження мінімуму функції середнього повного ризику по аргументу  $\tau$ . Найбільш доцільною моделлю призначення періодичності ремонту є модель прогнозуючого контролю дієздатності (ПКД). Так, як і при звичайному періодичному КД через інтервали  $\tau$  вважається, що відмова конструкції і потреба в часі  $\xi$ , яка виникає при цьому, поміж двома ПКД  $\xi \in (l\tau, (l+1)\tau)$ . При цьому в момент часу  $t = l\tau$  приймаються діагнози  $D_{11}(t=l\tau)$  і  $D_{12}(t=(l+1)\tau)$ . Будемо вважати також, що вартість одного ПКД залежить від періоду  $\tau$ .

Оптимальна періодичність ПКД в цьому разі буде визначатися мінімумом функціонала

$$\min R(\tau) = \sum_{l=1}^{\infty} \left[ B_{ПКД}(\tau) + B_{12} P_{(l+1)\tau}(D_1) \int_{0,35}^{k_0^{\min}} f\left(\frac{k_0}{D_2}\right) dk_0 + B_{12} P_{l\tau}(D_2) \int_{k_0^{\min}}^1 f\left(\frac{k_0}{D_1}\right) dk_0 \right], \quad (7)$$

де  $B_{нкд}(\tau)$  - ціна одного ПКД (відносно виду цієї функції можна припустити, що  $\lim_{\tau \rightarrow 0} B_{нкд}(\tau) > B_{кд}$  зі збільшенням періоду  $\tau$  ця величина зростає і при деяких великих значеннях  $\tau$  стає постійною);

$P_{(l+1)\tau}(D_1)$  - імовірність діагнозу  $D_1$  на наступному КД;

$P_{l\tau}(D_2)$  - імовірність діагнозу  $D_2$  на КД, який розглядається.

Викладене вище дозволяє зробити висновки щодо доцільності переходу на систему технічної експлуатації будинків аеропортів, побудовану на принципах теорії технічної діагностики. Це передбачає перехід від призначення ремонтів після "відпрацювання" певними елементами будинку ресурсу, який визначається спостереженнями за будинками, але не виявляє низку важливих параметрів, які використовують при аналізі надійності цих елементів. Вважається доцільним призначати ремонти на засаді періодичних контролів дієздатності і визначення ризиків втрат при невірно прийнятих рішеннях.

### Список літератури

1. Положення про систему технічного обслуговування, ремонту та реконструкції жилих будівель в містах і селищах України. КДП-204/12, Україна, 193-91/ Держжитло-комунгосп України, 1991. – 49 с.
2. Положение о проведении планово-предупредительного ремонта производственных зданий.- М., Стройиздат, 1984.-52 с.
3. *Игнанов В. А.* и др. Прогнозирование оптимального обслуживания технических систем. - Киев, 1981. *Биргер И.А.* Техническая диагностика. - М., Машиностроение, 1978.
4. Методика оценки состояния зданий и сооружений аэропортов. - М., ГосНИИГА «Аэропроект», 1982.