Лекция №12

3.6. Ранжировка опасных факторов.

Важной задачей анализа статистики аварийности является определение факторов, оказывающих наиболее отрицательное влияние на БзП. По наиболее аварийным факторам разрабатываются и реализуются первоочередные профилактические мероприятия, направленные на повышение безопасности полета.

Решение задачи выявления наиболее аварийных факторов в общем случае связано с ранжировкой факторов по определенным показателям БзП. В некоторых случаях такая ранжировка очевидна из самой практики эксплуатации и не требует проведения каких-либо расчетов по специальной схеме, во всех других случаях для ранжировки целесообразно применение методов статистического сравнения.

Допустим, требуется провести ранжировку n факторов по показателю уровня риска Q, то есть расположить их в порядке убывания вклада каждого в аварийность. На первый взгляд кажется, что решение этой задачи может быть выполнено просто – расположением факторов в порядке убывания числа АП по каждому из них. Однако такая ранжировка будет содержать элемент случайности, так как положенные в ее основу числа АП по каждому из факторов являются случайными. Если по j-му и i-му факторам произошло n_j и n_i АП, причем $n_j > n_i$, то этот факт еще не обязательно означает, что j-й фактор более аварийный, чем i-й. Такое утверждение с определенной степенью достоверности будет верно, если n_j значительно превышает n_i. Для установления такого факта математическая статистика предлагает критерий статистического сравнения

$$u = \sqrt{2}\left(\sqrt{n_j - \frac{1}{2}} - \sqrt{n_i + \frac{1}{2}}\right). \qquad (9.10)$$

Величина u приближенно распределена по нормальному закону с параметрами m_u = 0, σ_u = 1. Вычисленное по формуле (9.10) значение u сравнивается с критическим значением $u_{1-\alpha}$, имеющим смысл аргумента функции нормального распределения при вероятности $1-\alpha$. Величина α, называемая уровнем значимости, имеет смысл вероятности отвергнуть проверяемую гипотезу $Q_j = Q_i$, в то время как она в действительности верна. Обычно принимают α = 0,01...0,1. Так, если α = 0,05, то величина $u_{0,95}$ = 1,64. При $u < u_{1-\alpha}$ принимается гипотеза $Q_j = Q_i$, при $u > u_{1-\alpha}$ принимается альтернативная (противоположная) гипотеза $Q_j > Q_i$.

По результатам попарного сравнения всех n факторов заполняется специальная таблица (табл. 9.2).

Т а б л и ц а 9.2

Фактор	1	2	…	i	…	j	…	n	Сумма баллов
1	—	-1	…	1	…	0	…	0	
2	1	—	…	-1	…	0	…	-1	

…	…	…	—	…	…	…	…	…	
i	-1	1	…	—	…	-1	…	0	
…	…	…	…	…	—	…	…	…	
j	0	0	…	1	…	—	…	1	
…	…	…	…	…	…	…	—	…	
n	0	1	…	0	…	-1	…	—	

В каждую ячейку ij таблицы на основании принятой гипотезы заносится:

$$\begin{gathered}0, \text{ если } Q_i = Q_j;\\ -1, \text{ если } Q_i > Q_j;\\ 1, \text{ если } Q_i < Q_j.\end{gathered} \tag{9.11}$$

По правилу (9.11) заполняются ячейки, расположенные справа от главной диагонали. Принцип заполнения ячеек, расположенных слева от главной диагонали, ясен из самой табл. 9.2 и правила (9.11).

Ранжировка факторов производится в соответствии с алгебраическими суммами баллов: наиболее аварийному фактору соответствует наименьшая сумма.

3.7. Оценка степени опасности опасных факторов

Вклад i-го фактора в общий уровень аварийности определяется не только частотой его появления в полетах, но и степенью опасности его последствий. Будем полагать, что полет заканчивается авиационным происшествием, если последствия опасного фактора не парированы экипажем, и инцидентом, если последствия парированы. Поэтому степень опасности i-го фактора можно оценить относительной частотой АП s_i^*, вычисленной при условии появления данного фактора:

$$s_i^* = \frac{n_{\text{АП}_i}}{n_{\text{АП}_i} + n_{\text{и}_i}}.$$

Частота s_i^* – величина случайная ввиду ограниченной статистики по $n_{\text{АП}_i}$ и $n_{\text{и}\,i}$. Доверительные границы s_{i_1} и s_{i_2} при доверительной вероятности β определяются из решения уравнений

$$\begin{gathered}\sum_{m=n_{\text{АП}_i}}^{n_i} C_{n_i}^m s_{i_1}^m (1-s_{i_1})^{n_i-m} = \frac{1-\beta}{2};\\ \sum_{m=0}^{n_{\text{АП}_i}} C_{n_i}^m s_{i_2}^m (1-s_{i-2})^{n_i-m} = \frac{1-\beta}{2},\end{gathered} \tag{9.7}$$

где $n_i = n_{\text{АП}_i} + n_{\text{и}_i}$.

Решения уравнений (9.7) в зависимости от s_i^* и n_i приводятся в виде таблиц либо графиков (рис. 9.5). В практике эксплуатации достаточно часто встречаются случаи, когда по i фактору были только:

одни инциденты, то есть $n_i = n_{\text{и}_i}$, $s_i^* = 0$;

одни АП, то есть $n_i = n_{\text{АП}_i}$, $s_i^* = 1$.

Расчет доверительных границ для s_i в этих случаях может быть произведен по конечным формулам:

для первого частного случая ($n_i = n_{\text{и}_i}$) –

$$s_{i_1} = 0;\ s_{i_2} = 1 - \sqrt[n_{\text{и}_i}]{1-\beta}\quad; \tag{9.8}$$

для второго частного случая ($n_i = n_{\text{АП}_i}$) –

$$s_{i_1} = 1 - \sqrt[n_{\text{АП}_i}]{1-\beta};\ s_{i_2} = 1. \tag{9.9}$$

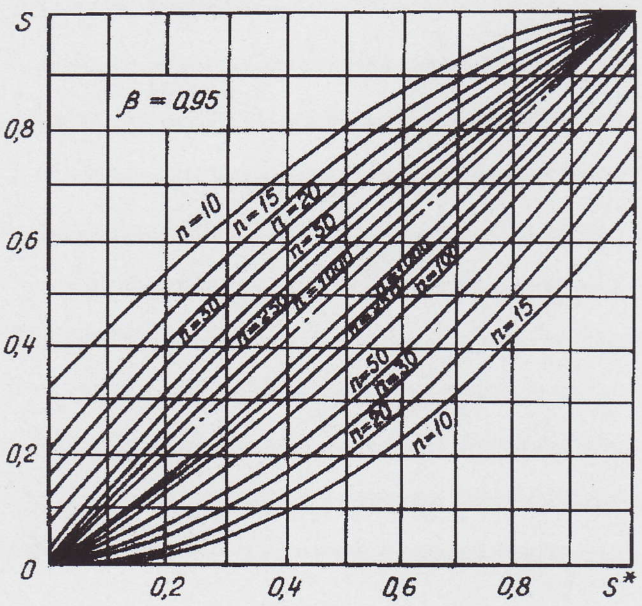

Рис. 9.5