ЛЕКЦИЯ №14

4.3. Статистические методы анализа состояния авиационной техники и соблюдения условий безопасности полетов

Эти методы базируются на использовании массива данных о каком-либо параметре X или совокупности параметров, полученных в результате обработки информации СОК по множеству полетов и характеризующих состояние какой-либо функциональной системы ЛА или его силовой установки, движение летательного аппарата или действий летчика. От полета к полету под воздействием различных, в общем случае неконтролируемых, причин параметр X меняется случайным образом. Поэтому обработка массива данных по этому параметру может быть произведена методами математической статистики. Среди широкого круга задач, которые при этом могут решаться, рассмотрим три задачи, имеющие важное прикладное значение для анализа БзП:

1. Каков в среднем запас до предельного значения $X_{\text{пр}}$ рассматриваемого параметра?
2. Какова вероятность превышения $X_{\text{пр}}$ в полетах?
3. От каких факторов зависят параметры распределения случайной величины X и в каком направлении нужно воздействовать на эти факторы, чтобы свести к минимуму возможность выхода параметра за $X_{\text{пр}}$?

Решение *первой задачи* сводится к оценке математического ожидания m_X параметра X и сравнению этой оценки с $X_{\text{пр}}$. Для этого по статистике X_i, $i=\overline{1,n}$, вычисляются оценки математического ожидания и дисперсии:

$$m_X^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}; \quad D_X^* = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - m_X^*)^2}{n-1}.$$

Ввиду ограниченного числа n реализаций параметра X оценка m_X^* имеет приближенный характер, поэтому необходимо вычислить доверительный интервал $I_\beta = (m_{X_1}, m_{X_2})$, в котором с наперед заданной, так называемой доверительной, вероятностью β находится истинная величина m_Y. Доверительный интервал с границами m_{Y_1}, m_{Y_2} характеризует точность расчета m_Y, а доверительная вероятность β – достоверность результатов расчета этой величины. Обычно задают вероятность β из диапазона 0,9...0,99. Если число реализаций $n \geq 30$, то можно считать, что доверительные границы m_{Y_1}, m_{Y_2} расположены симметрично относительно m_Y^*. Они вычисляются по формулам $m_{Y_1} = m_Y^* + \varepsilon, m_{Y_2} = m_Y^* - \varepsilon$, где

$$\varepsilon = X(\beta)\sqrt{\frac{D_Y^*}{n}}.$$

Здесь X_β – значение аргумента, соответствующее равенству

$$\Phi_0(X_\beta) = \beta/2.$$

Величина $\Phi_0(X_\beta)$ определяется по таблицам функции Лапласа.

Если в среднем запас до $Y_{\text{пр}}$ мал и у исследователя есть основания полагать, что параметр Y с некоторой вероятностью q_Y в полетах может превышать свое предельное значение, решается *вторая задача*: оценка вероятности превышения $Y_{\text{пр}}$ в полетах. Для этого по массиву статистических данных строится эмпирическая функция распределения параметра Y. При этом целесообразно воспользоваться математическим аппаратом статистики экстремальных значений. Его суть сводится к тому, что экстремальные значения $Y_{\text{э}}$ (максимальные и минимальные) параметра Y подчиняются так называемым асимптотическим законам распределения независимо от вида распределения самой величины Y. Таким асимптотическим законом для описания распределения максимальных значений случайной величины Y является двойное экспоненциальное распределение

$$F_1(Y) = \mathrm{e}^{-\mathrm{e}^{-y}}, \tag{7.1}$$

где y – нормированное уклонение от моды.

Распределение (7.1) справедливо при условиях, что экстремальные значения случайной величины в реализациях независимы и эта случайная величина не ограничена либо справа (для наибольшего значения), либо слева (для наименьшего значения), либо в обоих направлениях. Процедура построения закона распределения (7.1) по опытным данным сводится к следующему:

1. В каждой k-й реализации ($k = \overline{1,n}$) изменения параметра Y определяется его экстремальное значение $Y_{\text{э}k}$.

2. Полученные значения $Y_{\text{э}k}$ располагаются в вариационный ряд в порядке возрастания $Y_{\text{э}1} < Y_{\text{э}2} < \ldots < Y_{\text{э}k} \ldots < Y_{\text{э}n}$.

3. Для каждого члена вариационного ряда вычисляются его накопленная частота (вероятность)

$$F_1(Y_k) = \frac{k}{n+1}$$

и нормированное уклонение

$$y_k = -\ln[-\ln F_1(Y_k)]. \tag{7.2}$$

4. В координатах $F_1(Y), y, Y$ на поле вероятностной бумаги наносятся точки, соответствующие экстремальным значениям Y_k и вычисленным по формуле (7.2) значениям y_k. Вероятностная бумага для данного распределения представляет собой прямоугольную сетку, на которой масштаб выбран таким образом, чтобы график функции распределения имел вид прямой линии. Через точки с координатами Y_k, y_k приближенно или методами математической статистики проводится аппроксимирующая прямая линия, которая и является искомой функцией распределения.