

УДК 629.735

НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ПРОИЗВОДСТВА ПОЛЕТОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ RVSM, PBN, CATII и CATIII, EDTO/ETOPS, TCAS, EGPWS и EFB

С.В. КУЗНЕЦОВ¹, Л.О. МАРАСАНОВ¹, Г.Е. ПЕРЕГУДОВ¹

¹Московский государственный технический университет гражданской авиации,
г. Москва, Россия

Международная организация гражданской авиации ИКАО регламентирует необходимость выдачи эксплуатантам специальных эксплуатационных разрешений, таких как производство полетов с использованием норм сокращенного минимума вертикального эшелонирования (RVSM – Reduced Vertical Separation Minimum); производство полетов с использованием навигации, основанной на характеристиках (PBN – Performance-based Navigation); осуществления автоматических посадок по категориям CATII и CATIII ИКАО; производство полетов по нормам EDTO/ETOPS (Extended Twin OperationS/Extended Diversion Time Operations) самолетов с газотурбинными двигателями продолжительностью более 60 мин до запасного аэродрома на маршруте с увеличенным временем ухода на запасной аэродром и к производству полетов на двухмоторном самолете над малоориентированной местностью; производство полетов с использованием бортовых систем предупреждения столкновений TCAS (Traffic alert and Collision Avoidance Systems), систем предупреждения о приближении земли EGPWS (Enhanced ground proximity warning systems) и электронной системы бортовой документации EFB (Electronic Flight Bag). Возможность удовлетворения требованиям вытекает из анализа состава, тактико-технических и эксплуатационно-технических характеристик бортового оборудования ВС эксплуатанта, программ технического обслуживания и ремонта (ТОиР) организации по ТОиР и ряда других факторов. Это должно происходить на основе научного подхода и с неукоснительным удовлетворением требования всех правовых и нормативных документов. Возможность использования TCAS, EGPWS и EFB требует всестороннего научного анализа с учетом всех эксплуатационных факторов. В статье рассматриваются эксплуатационные научно-практические аспекты, связанные с применением вышеописанных норм и систем. Используются некоторые современные методы статистического анализа параметров положения и движения самолета. Показана возможность уточнения оценок отклонения самолета по высоте и бокового отклонения, а также принятия решений о соответствии требованиям по точности.

Ключевые слова: минимум вертикального эшелонирования; навигация, основанная на характеристиках; категории посадки ИКАО, бортовые системы предупреждения столкновений, системы предупреждения приближения земли, электронная система бортовой документации.

ВВЕДЕНИЕ

Международная организация гражданской авиации ИКАО регламентирует необходимость выдачи эксплуатантам специальных эксплуатационных разрешений, таких как [1, 2].

Это должно происходить на основе научного подхода и с неукоснительным удовлетворением требования всех правовых и нормативных документов [3–11]. Возможность использования TCAS, EGPWS и EFB требует всестороннего научного анализа с учетом всех эксплуатационных факторов.

Для этой цели необходимо использовать аппарат математической статистики и различения статистических гипотез. Покажем возможность использования некоторых современных методов статистического анализа параметров положения и движения самолета. Покажем возможность уточнения оценок отклонения самолета от заданных значений параметров положения и движения, времени достижения запасного аэродрома, расчетного случайного времени столкновения ВС, расчетного случайного времени столкновения ВС с землей и расчетного случайного времени подготовки ВС к полету, а также принятия решений о соответствии требованиям по точности.

ФОРМИРОВАНИЕ КРИТЕРИЯ СОГЛАСИЯ НИКУЛИНА ДЛЯ ОЦЕНКИ ВИДА ФУНКЦИЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Как известно, критерий χ^2 Р. Фишера с использованием статистики X_n^2 для проверки гипотезы H_0 о принадлежности функции распределения независимых одинаково распределенных случайных величин X_1, \dots, X_n семейству непрерывных функций распределения $\{F(x, \theta)\}$, $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_S)^T \in \Theta \subset R^S$ является одним из наиболее распространенных критериев согласия. Долгое время считалось, что предельное распределение квадратичной формы $X_n^2(\tilde{\theta}_n)$ не изменится, если оценку минимума $\chi^2 \tilde{\theta}_n$ неизвестного параметра θ заменить оценкой максимального правдоподобия $\tilde{\theta}_n$, вычисленной по негруппированным данным X_1, X_2, \dots, X_n .

Позднее было доказано, что использование критерия χ^2 с помощью стандартной статистики Пирсона с применением оценок максимального правдоподобия, хотя они и являются асимптотически эффективными, оказывается практически невозможным.

М. Никулин [12] предложил статистику $Y_n^2(\theta)$, которая представлена в следующей вычислительной форме:

$$Y^2(\theta) = X^2 + n^{-1} \alpha^T(\theta) \Lambda(\theta) \alpha(\theta), \quad (1)$$

где

$$X^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(v_j - np_j)^2}{np_j}, \quad \Lambda(\theta) = \left\| i_{uv} - \sum_{j=1}^k \frac{u_{uj} \omega_{ju}}{p_j} \right\|^{-1} \quad (2)$$

и $\alpha(\theta) = (\alpha_1, \dots, \alpha_S)^T$, причем

$$\alpha_u = \frac{\omega_{u1} v_1}{p_1} + \dots + \frac{\omega_{uk} v_k}{p_k}, \quad (3)$$

$\|i_{uk}\|$ – информационная матрица, соответствующая одному наблюдению ξ_j . Показано, что если в $Y^2(\theta)$ заменить θ любой состоятельной оценкой θ^* (в частности, можно в качестве θ^* выбрать наиболее правдоподобную оценку $\hat{\Theta}$), то предельное распределение статистики критерия не изменится, т. е. $Y_n^2(\theta^*)$ имеет в пределе при $n \rightarrow \infty$ распределение χ^2 с $(k-1)$ степенями свободы.

Критерий согласия Никулина, по которому определяется статистика $Y^2(\theta^*)$, имеет следующие достоинства.

Во-первых, при любой сложной проверяемой гипотезе H_0 и использовании асимптотически эффективных параметров по исходной негруппированной выборке статистика Y_n^2 при справедливой гипотезе H_0 имеет в качестве предельного известного точно распределение χ_{k-1}^2 . По существу, это – уникальное свойство «свободы от распределения» при проверке сложной гипотезы.

Во-вторых, распределения статистики $G(Y_n^2 | H_0)$ практически не зависят от способа группирования, способа разбиения области определения случайной величины на интервалы.

В-третьих, мощность критерия Никулина при близких альтернативах выше мощности критерия Пирсона χ^2 . Это говорит о том, что с его помощью лучше различаются близкие гипотезы.

Вышеперечисленные достоинства позволяют рекомендовать применение статистики Y_n^2 в приложениях, и особенно для включения в программное обеспечение задач оценки точности параметров положения и движения ВС. Некоторые дополнительные усилия при реализации, связанные с большей сложностью статистики Y_n^2 по сравнению со статистикой X_n^2 в конечном счете себя оправдывают.

Попутно можно отметить следующие факты, которые должны учитываться при проведении статистического анализа точностных характеристик ВС.

Во-первых, выбирая число интервалов в критериях типа χ^2 , следует иметь в виду, что увеличение их числа не приводит к росту мощности критерия.

Во-вторых, при проверке простых гипотез непараметрические критерии согласия уступают по мощности критериям типа χ^2 , особенно если в последних применяется асимптотически оптимальное группирование.

ПРОВЕРКА НОРМАЛЬНОСТИ НЕПРЕРЫВНОЙ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ С ПОМОЩЬЮ КРИТЕРИЯ НИКУЛИНА

Из работ Никулина вытекает следующее следствие: если гипотеза H_0 справедлива, то при $n \rightarrow \infty$ случайная величина Y_n^2 асимптотически подчиняется распределению χ^2 с $k-1$ степенями свободы, т. е.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{Y_n^2 < x | H_0\} = P(\chi_{k-1}^2 < x). \quad (4)$$

Пусть $p_1 = \dots = p_k = \frac{1}{k}$. В этих условиях $\lambda_3 = 0$ и статистика Y^2 имеет вид

$$Y^2 = \begin{cases} X^2, & \text{если } m \text{ и } \sigma \text{ известны,} \\ X^2 + \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^k \varepsilon_i v_i \right)^2, & \text{если } m \text{ неизвестно, } \sigma \text{ известно,} \\ X^2 + \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^k \omega_i v_i \right)^2, & \text{если } m \text{ известно, } \sigma \text{ неизвестно,} \\ X^2 + \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^k \varepsilon_i v_i \right)^2 + \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^k \omega_i v_i \right)^2, & \text{если } m \text{ и } \sigma \text{ неизвестно,} \end{cases} \quad (5)$$

где

$$X^2 = \frac{k}{n} \sum_{i=1}^k v_i^2 - n, \quad \varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k)^T, \quad \omega = (\omega_1, \dots, \omega_k)^T, \quad \varepsilon_i = \frac{ka_i}{\sqrt{\lambda_1}},$$

$$\omega_i = \frac{kb_i}{\sqrt{\lambda_2}}, \quad \lambda_1 = 1 - k \sum_{i=1}^k a_i^2, \quad \lambda_2 = 2 - k \sum_{i=1}^k b_i^2 a_i = \varphi(y_i) - \varphi(y_{i-1}), \quad (6)$$

$$b_i = \varphi'(y_i) - \varphi'(y_{i-1}), \quad y_i = \Phi^{-1}\left(\frac{i}{k}\right), \quad i = 1, \dots, k-1, \quad y_0 = -\infty, \quad y_k = +\infty.$$

АЛГОРИТМ РЕАЛИЗАЦИИ КРИТЕРИЯ НИКУЛИНА С ИСХОДНОЙ ВЫБОРКОЙ ПАРАМЕТРА

Определяем границы класс-интервалов y_i от 0 до ∞ и коэффициенты ε_i и ω_i . При каждом k в первой строке определяются значения y_i , во второй и третьей строках ε_i и ω_i соответственно. В зависимости от числа интервалов группирования выбираются y_i , ε_i и ω_i для выражений (4–6). Получаем, согласно вычисленным значениям математического ожидания и дисперсии, статистику Y^2 для исследуемой выборки (если математическое ожидание и дисперсия известны; если дисперсия известна, а математическое ожидание нет; если математическое ожидание известно, а дисперсия нет; если не известны ни математическое ожидание, ни дисперсия). После чего сравниваем полученное значение статистики Y^2 с критическим значением X^2 , которое выбирается в зависимости от количества степеней свободы $k - 1$ и назначенной ошибки первого рода α . Если значение Y^2 меньше значения X^2 , то гипотеза о функции распределения принимается, если наоборот – отвергается, тогда принимаем или отвергаем гипотезу о виде функции распределения.

МОЩНОСТЬ СТАТИСТИЧЕСКИХ КРИТЕРИЕВ

Число моделей непрерывных законов распределений, используемых в задачах статистического анализа (при контроле качества, исследованиях надежности и т. д.), немногим превышает 100, а для описания наблюдаемых случайных величин в прикладных исследованиях в основном применяют порядка 30 параметрических законов и семейств распределений.

Это не покрывает многообразия случайных величин, встречаемых на практике. Корректное применение критериев согласия часто приводит к отклонению гипотез о принадлежности выборки удобному закону распределения, например нормальному, так как законы реальных случайных величин, являющиеся следствием многочисленных причин, сложнее тех моделей, которые обычно используют для их описания. Следовательно, и модели должны быть более сложными.

Целью первичной обработки экспериментальных наблюдений обычно является установление закона распределения, хорошо описывающего случайную величину, выборку которой наблюдают. Насколько хорошо наблюдаемая выборка описывается теоретическим законом, проверяют с использованием различных критериев согласия. Целью проверки гипотезы о согласии опытного распределения с теоретическим является стремление удостовериться в том, что данная модель теоретического закона не противоречит наблюдаемым данным, и использование ее не приведет к существенным ошибкам при вероятностных расчетах. Некорректное использование критериев согласия может приводить к необоснованному принятию (чаще всего) или необоснованному отклонению проверяемой гипотезы.

Различают простые и сложные гипотезы о согласии. Простая проверяемая гипотеза имеет вид $H_0: f(x, \theta) = f(x, \theta_0)$, где $f(\bullet)$ – функция плотности; θ_0 – известный скалярный или векторный параметр теоретического распределения, с которым проверяют согласие. Сложная гипотеза имеет вид $H_0: f(x) \in [f(x, \theta), \theta \in \Theta]$, где Θ – пространство параметров и оценку $\hat{\theta}$ скалярного или векторного параметра вычисляют по той же самой выборке, по которой проверяют гипотезу о согласии.

Схема процедуры проверки гипотезы следующая. В соответствии с применяемым критерием согласия вычисляют значение S^* статистики S как некоторой функции от выборки и теоретического закона распределения с плотностью $f(x, \theta_0)$ [или $f(x, \hat{\theta})$ при сложной гипотезе]. Для используемых на практике критериев асимптотические (предельные) распределения $g(s|H_0)$ соответствующих статистик при условии истинности гипотезы H_0 обычно известны. В общем случае для простых и сложных гипотез эти распределения различаются. Далее в принятой прак-

тике статистического анализа обычно полученное значение статистики S^* сравнивают с критическим значением S_α при заданном уровне значимости α . Нулевую гипотезу отвергают, если $S^* > S_\alpha$. Критическое значение S_α , определяемое в случае одномерной статистики из уравнения

$$\alpha = \int_{S_\alpha}^{\infty} g(s|H_0) ds, \quad (7)$$

обычно берут из соответствующей статистической таблицы или вычисляют.

Больше информации о степени согласия можно почерпнуть из «достигаемого уровня значимости»: вероятности возможного превышения полученного значения статистики при истинности нулевой гипотезы $P(S > S^*) = \int_{S^*}^{\infty} g(s|H_0) ds$.

Именно эта вероятность позволяет судить о том, насколько хорошо выборка согласуется с теоретическим распределением, так как по существу представляет собой вероятность истинности нулевой гипотезы. Гипотезу о согласии не отвергают, если $P\{S > S^*\} > \alpha$.

Задачи оценивания параметров и проверки гипотез опираются на выборки независимых случайных величин. Случайность самой выборки предопределяет, что возможны и ошибки в результатах статистических выводов. С результатами проверки гипотез связывают ошибки двух видов, ошибка 1-го рода состоит в том, что отклоняют гипотезу H_0 , когда она верна; ошибка 2-го рода состоит в том, что принимают гипотезу H_0 , в то время как справедлива альтернативная (конкурирующая) гипотеза H_1 . Величина α задает вероятность ошибки 1-го рода. Обычно в критериях согласия не рассматривают конкретную альтернативу, и тогда конкурирующая гипотеза имеет вид $H_1: f(x, \theta) \neq f(x, \theta_0)$. Если гипотеза H_1 задана и имеет, например, вид $H_1: f(x, \theta) = f_1(x, \theta_1)$, то выбор значения α определяет для используемого критерия проверки гипотез и вероятность ошибки 2-го рода β .

Мощность критерия представляет собой значение $(1 - \beta)$. Очевидно, что чем выше мощность используемого критерия при заданном значении α , тем лучше он различает гипотезы H_0 и H_1 . Особенно важно, чтобы используемый критерий хорошо различал близкие альтернативы. Графически требование максимальной мощности критерия означает то, что плотности $g(s|H_0)$ и $g(s|H_1)$ должны быть максимально «раздвинуты».

Известно, что при заданном объеме выборки, заданных конкурирующих гипотезах H_0 и H_1 , выбранном способе группирования и фиксированном уровне значимости α с ростом числа интервалов k мощность критериев χ^2 Пирсона и отношения правдоподобия падает. Очевидно, что выбор оптимального числа интервалов должен быть основан на необходимости построения критерия, обладающего наибольшей мощностью при близких конкурирующих гипотезах.

Было проведено сравнение значений мощности критериев χ^2 Пирсона и типа χ^2 Никулина при рассматриваемой паре альтернатив (H_0 – нормальный закон, H_1 – логистический закон) при различном числе интервалов k в случае простых и сложных гипотез. Рассчитаны значения мощности критерия χ^2 Пирсона при проверке простой гипотезы, полученные по результатам моделирования (экспериментально). Приведены теоретические значения мощности, вычисленные при условии, что $G(X_N^2|H_0)$ представляет собой χ_{k-1}^2 -распределение, а $G(X_N^2|H_1)$ – соответствующее нецентральное распределение. Рассчитаны значения мощности критерия χ^2 Пирсона при проверке сложной гипотезы, полученные по результатам моделирования при использовании ОМП по негруппированным наблюдениям. Рассчитаны теоретические значения мощности критерия χ^2 Пирсона при проверке сложной гипотезы, вычисленные при условии, что $G(X_N^2|H_0)$ представляет собой χ_{k-3}^2 -распределение (оценки параметров вычисляют при минимизации статистики X_N^2), а $G(X_N^2|H_1)$ – соответствующее нецентральное распределение. Определены значения мощности

критерия Никулина, полученные в результате моделирования распределений статистики Y_N^2 , и расчетные значения мощности этой статистики при рассматриваемой паре гипотез H_0 и H_1 .

Были проверены значения мощности критериев для k от 6 до 30. Проследив изменение мощности критериев при $k < 6$, можно убедиться, что если мощность критерия χ^2 Пирсона с уменьшением числа интервалов продолжает возрастать, то мощность критерия Никулина со статистикой Y_N^2 при $k \leq 6$ начинает падать. Это свидетельствует о том, что для критерия Никулина существует оптимальное число интервалов, при котором его мощность максимальна.

Мощность критериев типа χ^2 в зависимости от выбираемого числа интервалов k была исследована при различных проверяемых гипотезах H_0 и различных альтернативах H_1 при различных объемах выборок. Значение мощности для критериев типа χ^2 может быть вычислено в соответствии с

$$1 - \beta = P(v|r, \alpha) = e^{-\frac{v}{2}} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{v^j}{j! 2^{2j-1+\frac{r}{2}} \Gamma\left(j + \frac{r}{2}\right)} \times \int_{\sqrt{\chi_{r,\alpha}^2}}^{\infty} y^{2j-1+r} e^{-\frac{r}{2}y} dy, \quad (8)$$

где v – параметр нецентральности, определяемый

$$v = N \sum_{i=1}^k \frac{(P_i^1(\theta_1) - P_i(\theta))^2}{P_i(\theta)},$$

$$v = 2N \sum_{i=1}^k P_i^1(\theta_1) \ln\left(\frac{P_i^1(\theta_1)}{P_i(\theta)}\right)$$

или

$$v(\theta) = N \sum_{i=1}^k \frac{C_i^2}{P_i(\theta)} + d^T(\theta) \Lambda(\theta) d(\theta), \quad (9)$$

где $C_i^2(\theta) = \int_{\chi_{i-1}}^{\chi_i} \delta(x, \theta) dx$ и $d_{\theta} = \frac{w_{\theta 1} c_1(\theta)}{P_1} + \dots + \frac{w_{\theta k} c_k(\theta)}{P_k}$ – элементы вектора $d(\theta)$, соответствующие оцениваемым компонентам вектора θ , а размерность вектора равна числу оцениваемых параметров;

$X_{r,\alpha}^2$ – представляет собой $(1 - \alpha)$ -процентную точку X_r^2 -распределения с r степенями свободы (α – заданная вероятность ошибки 1-го рода, β – вероятность ошибки 2-го рода). Максимальную мощность критерии χ^2 Пирсона и отношения правдоподобия зачастую имеют или при минимально возможном числе интервалов, определяемом условием $r = (k - m - 1) \geq 1$, или при оптимальном числе интервалов, близком к минимально возможному. Оптимальное число интервалов для критерия Никулина обычно больше, чем для критериев χ^2 Пирсона и отношения правдоподобия, и не превышает значения $\sqrt[3]{N}$.

Таким образом, выбирая число интервалов в критериях типа χ^2 , следует осознавать, что его увеличение не приводит к росту мощности критерия. Рекомендуется выбирать число интервалов k так, чтобы для любого интервала при оптимальном группировании выполнялось условие $NP_i(\theta) \geq 5 \div 10$. По крайней мере, минимальная ожидаемая частота должна быть больше 1.

При этом следует опираться на соответствующую таблицу асимптотически оптимального группирования. Если заданы конкретная альтернатива и объем выборки N , можно выбрать оптимальное число k так, чтобы максимизировать соотношение (8).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Алгоритм различения статистических гипотез на основе критерия согласия Никулина и расчет мощности статистических критериев реализован в программе Mathcad для выборок следующих параметров:

1) текущего значения барометрической высоты и отклонения ВС от высоты эшелона при полете по правилам RVSM;

2) текущих вычисленных координат местоположения ВС и отклонения от линии заданного пути при полете по правилам PBN;

3) продольной точки касания (l_x), поперечной точки касания (l_z), вертикальной скорости в точке касания (V_y), угла крена в точке касания (γ_x), угла тангажа в точке касания (v_z), отклонения от курсовой зоны в точке касания (Ψ_x) при осуществлении автоматических посадок по категориям САТII и САТIII ИКАО;

4) времени достижения запасного аэродрома при производстве полетов по нормам EDTO/ETOPS;

5) расчетного случайного времени столкновения ВС при использовании бортовых систем предупреждения столкновений TCAS;

6) расчетного случайного времени столкновения ВС с землей при использовании систем предупреждения о приближении земли EGPWS;

7) расчетного случайного времени подготовки ВС к полету при использовании электронной системы бортовой документации EFB.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Чикагская конвенция о Международной ГА. Приложение 6 «Эксплуатация ВС». ИКАО. Издание 9. 2014. 310 с.

2. Чикагская конвенция о Международной ГА. Приложение 10 «Радионавигационные средства». ИКАО. Издание 6. 2014. 628 с.

3. **Кравцов В.В.** Оценка общего риска катастроф воздушных судов при внедрении RVSM в Российской Федерации и регионе Евразия // Научный Вестник МГТУ ГА. 2011. № 174. С. 84–90.

4. **Лебедев Б.В., Соломенцев В.В., Стратиев А.Н.** Исследование метода контроля вертикального эшелонирования воздушных судов на основе использования АЗН-В // Научный Вестник МГТУ ГА. 2015. № 213 (3). С. 135–140.

5. **Кушельман В.Я., Стулов А.В.** Реализация концепции PBN ИКАО в гражданской авиации России // Научный Вестник ГосНИИ ГА. 2015. № 7 (318). С. 74–80.

6. **Зелинский В.К., Потапова Е.Е., Ройзензон А.Л.** Проблемы и решения при построении схем по процедурам PBN в Российской Федерации // Научный Вестник ГосНИИ ГА. 2015. № 9 (319). С. 98–105.

7. Автоматическое управление посадкой самолета Ил-96-300 по категории IIIА / И.Ю. Касьянов, А.Г. Кузнецов, В.Н. Мазур, Е.А. Мельникова // Труды МИЭА. Навигация и управление летательными аппаратами. 2010. № 1. С. 56–67.

8. Новые методы измерения малых рисков в задачах оценки соответствия требованиям к безопасности систем автоматической посадки самолетов / Л.Н. Александровская, А.Е. Ардалионова, В.Г. Борисов, В.Н. Мазур, С.В. Хлгатын // Труды МИЭА. Навигация и управление летательными аппаратами. 2013. № 6. С. 68–83.

9. Арутюнов А.Г., Кирдюшкин В.С., Гафуров Д.С. Построение формализованной модели обеспечения безопасной эксплуатации самолетов по программе «ETOPS–EDTO» // Научный Вестник МГТУ ГА. 2013. № 197. С. 26–30.

10. Воробьев В.В., Мозоляко Е.В. Проблемы предотвращения столкновения гражданских воздушных судов в управляемом полете // Научный Вестник МГТУ ГА. 2012. № 183. С. 109–113.

11. Федосеева Г.А. Анализ проблемы применения систем типа TAWS в целях повышения уровня безопасности полетов ВС // Научный Вестник МГТУ ГА. 2011. № 174. С. 164–170.

12. Никулин М.С. Критерий Хи-квадрат для непрерывных распределений с параметрами сдвига и масштаба // Теория вероятностей и ее применение. 1973. Т. 18, № 3. С. 583–591.

SCIENTIFIC AND PRACTICAL ASPECTS OF FLIGHT OPERATIONS WITH RVSM, PBN, CATII, CATIII, EDTO/ETOPS, TCAS, EGPWS, EFB

Sergey V. Kuznetsov¹, Leonid O. Marasanov¹, Gennady E. Peregudov¹
¹Moscow State Technical University of Civil Aviation, Moscow, Russia

The International Civil Aviation Organization (ICAO) regulates the need for issuance of special operators operating permits such as: for operations with the use of standards Reduced Vertical Separation Minimum (RVSM); Performance-based Navigation (PBN); auto landings on CATII CATIII ICAO categories; EDTO/ETOPS (Extended Twin Operation/Extended Diversion Time Operations) standards for the operation of turbine-powered airplane flights lasting more than 60 minutes to spare en-route with increased care at an alternate airfield and flight operations at the twin-engine plane over terrain without radio navigation; with the use of Traffic Alert and Collision Avoidance Systems (TCAS); with the use of Ground Proximity Warning Systems (GPWS) and with the use of Electronic Flight Bag (EFB). The ability to meet these requirements follows from the analysis of tactical, technical and operational characteristics of avionics, maintenance and repair programs (MRO), aircraft maintenance organizations (AMO) and a number of other factors. It should be based on a scientific approach and strict satisfaction of all requirements of legal and regulatory documents. The ability to use TCAS, EGPWS and EFB requires a comprehensive scientific analysis, taking into account all the operational factors. The article provides the performance of some scientific and practical aspects related to the application of the above mentioned standards and systems. Some modern methods of statistical analysis of the position and movement parameters of the aircraft are used. The possibility of more accurate estimates of the aircraft deviation in height and lateral deviation, as well as the decision on the conformity requirements for accuracy is shown.

Key words: Reduced Vertical Separation Minimum, Performance-based Navigation, ICAO Landing Category, Traffic Alert and Collision Avoidance Systems, Enhanced Ground Proximity Warning Systems, Electronic Flight Bag.

REFERENCES

1. Chicago Convention on International Civil Aviation. Annex 6. "Aircraft Operation". ICAO. 9th Edition. 2014, 310 p.
2. Chicago Convention on International Civil Aviation. Annex 10. "Radio Navigation". ICAO. 6th Edition. 2014, 628 p.
3. Kravtsov V.V. *Otsenka obshchego riska katastrof vozdushnykh sudov pri vnedrenii RVSM v rossiyskoy federatsii i regione Yevraziya* [Overall risk assessment for implementation of RVSM in the Russian Federation and Eurasia Region]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2011, no. 174, pp. 84–90. (in Russian)
4. Lebedev B.V., Solomentchev V.V., Stratienco A.N. *Issledovaniye metoda kontrolya vertikal'nogo eshelonirovaniya vozdushnykh sudov na osnove ispol'zovaniya AZN-V* [Analysis method of control vertical separation of aircraft on the base of ADS-B]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2015, no. 213 (3), pp. 135–140. (in Russian)
5. Kushelman V.Ya., Stulov A.V. *Realizatsiya kontseptsii PBN ICAO v grazhdanskoy aviatsii Rossii* [The implementation of the concept ICAO PBN in the Russian Civil Aviation]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2015, no. 213 (3), pp. 135–140. (in Russian)

nik GosNII GA [Scientific Bulletin of the State Scientific Research Institute of Civil Aviation], 2015, no. 7 (318), pp. 74–80. (in Russian)

6. Zelinskiy V.K., Potapova E.E., Royzenzon A.L. *Problemy i resheniya pri postroyenii skhem po protseduram PBN v Rossiyskoy Federatsii* [PBN procedure design in the Russian Federation: problems and solutions]. *Nauchnyj Vestnik GosNII GA* [Scientific Bulletin of the State Scientific Research Institute of Civil Aviation], 2015, no. 9 (319), pp. 98–105. (in Russian)

7. Kasianov I.Yu., Kuznetsov A.G., Mazur V.N., Melnikova E.A. *Avtomaticheskoye upravleniye posadkoy samoleta Il-96-300 po kategorii IIIA* [Il-96-300 aircraft Cat. IIIA automatic landing control]. *Nauchnyj Vestnik MIEA* [Scientific Bulletin of the Moscow Institute of Electromechanics and Automatics], 2010, no. 1, pp. 56–67. (in Russian)

8. Aleksandrovskaya L.N., Ardalionova A.E., Borisov V.G., Mazur V.N., Khlgatian S.V. *Novyye metody izmereniya malykh riskov v zadachakh otsenki sootvetstviya trebovaniyam k bezopasnosti sistem avtomaticheskoy posadki samoletov* [New methods of small risks measurement in conformity evaluation problems for the automatic landing safety requirements]. *Nauchnyj Vestnik MIEA* [Scientific Bulletin of the Moscow Institute of Electromechanics and Automatics], 2013, no. 6, pp. 68–83. (in Russian)

9. Arutyunov A.G., Kirdyushkin V.S., Gafurov D.S. *Postroyeniye formalizovannoy modeli obespecheniya bezopasnoy ekspluatatsii samoletov po programme «ETOPS–EDTO»* [Formal models "ETOPS–EDTO" programs developing, in terms of safety aircraft operation]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2013, no. 197, pp. 26–30. (in Russian)

10. Vorobyev V.V., Mozolyaco E.V. *Problemy predotvrashcheniya stolknoveniya grazhdanskikh vozdushnykh sudov v upravlyayemom polote* [Problems preventing conflicts in civil aircraft controlled flight]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2012, no. 183, pp. 109–113. (in Russian)

11. Fedoseyeva G.A. *Analiz problemy primeneniya sistem tipa TAWS v tselyakh povysheniya urovnya bezopasnosti poletov VS* [The analysis of taws systems use problems in order of increasing of aircraft safety level]. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA* [Scientific Bulletin of the MSTUCA], 2011, no. 174, pp. 164–170. (in Russian)

12. Nikulin M.S. *Kriteriy Khi-kvadrat dlya nepreryvnykh raspredeleniy s parametrami sdviga i masshtaba* [Chi-square test for continuous distributions with shift and scale parameters]. *Teoriya veroyatnostey i yeye primeneniye* [Probability theory and its application], 1973, vol. 18, № 3, pp. 583–591. (in Russian).

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Kuznetsov Sergey Viktorovich, Doctor of Science, Professor, Head of Chair of Aircraft Electrical Systems and Avionics Technical Operation of the Moscow State Technical University of Civil Aviation, s.kuznetsov@mstuca.aero.

Marasanov Leonid Olegovich, Senior Lecturer of Chair of Aircraft Electrical Systems and Avionics Technical Operation of the Moscow State Technical University of Civil Aviation, l.marasanov@mstuca.aero.

Peregudov Gennady Evgenievich, PhD, Docent, Docent of Chair of Aircraft Electrical Systems and Avionics Technical Operation of the Moscow State Technical University of Civil Aviation, g.peregudov@mstuca.aero.