

**СТАТИСТИЧЕСКОЕ ОПИСАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТОВ
ПО МОДЕЛИРОВАНИЮ ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ
ДЕЯТЕЛЬНОСТИ КОСМОНАВТОВ
ДО И ПОСЛЕ ПОЛЕТОВ НА МКС**

Б.И. Крючков, А.С. Кондратьев

Докт. техн. наук Б.И. Крючков; А.С. Кондратьев
(ФГБУ «НИИ ЦПК имени Ю.А. Гагарина»)

В статье рассматриваются способы и методические приемы статистического описания результатов модельных экспериментов, выполняемых космонавтами до и после полетов на МКС. Из огромного количества имеющихся методов статистической обработки результатов экспериментов выделены те, которые наиболее пригодны для оценивания операторских качеств космонавтов. Они наглядны и могут быть использованы как в теоретических, так и практических целях. Приводятся примеры вычисления и интерпретации различных показателей по результатам реальных экспериментов.

Ключевые слова: космонавт, дополетные и послеполетные эксперименты, результаты экспериментов, качество выполнения операций, операторская деятельность, числовые характеристики.

**Statistical Description of Experiments on the Simulation of
Cosmonauts' Professional Activity Before and After Space Missions
on the ISS. B.I. Kryuchkov, A.S. Kondratyev**

The paper considers ways and methodical techniques for the statistical description of experiments performed by cosmonauts before and after their mission on the ISS and presents those that are best suited for evaluating operator qualities of a cosmonaut. They were selected from a great number of available methods for the statistical processing of experimental results. They are obvious and can be applied for both theoretical and practical purposes. There are examples of calculations and interpretation of various indicators obtained in real experiments.

Keywords: cosmonaut, pre- and post-flight experiments, experimental results, the quality of carrying out operations, operator activity, numerical characteristics.

В ходе длительных околоземных космических полетов под воздействием невесомости и других неблагоприятных факторов происходит изменение характеристик операторской деятельности космонавтов при выполнении различных работ на борту пилотируемых космических аппаратов (ПКА). При полетах к Луне и Марсу основными такими факторами являются: факторы положения ПКА в космическом пространстве, геолого-географические факторы, факторы собственно космического пространства [1]. В совокупности они формируют условия, в общем случае влияющие на качество и безопасность деятельности экипажей ПКА.

С целью получения новых научных данных о возможностях и особенностях выполнения человеком сложной профессиональной деятельности при длительных полетах в окололунном пространстве, на Луне и в дальнем космосе на модельных аналогах перспективных ПКА в НИИ ЦПК имени Ю.А. Гагарина проводится серия экспериментов с участием космонавтов до и после полетов на МКС.

Для моделирования ключевых операций профессиональной деятельности космонавтов была предложена трехмодульная модель экспериментальных исследований (рис. 1). Она включает модуль предполетных (фоновых) наземных экспериментов; модуль полетных экспериментов, определяющих особенности деятельности космонавтов на МКС; модуль послеполетных наземных экспериментов [2]. Все фоновые и послеполетные эксперименты выполняются на полунатурных, натуральных и виртуальных моделирующих комплексах. Некоторые из них создавались для подготовки космонавтов по программе МКС и адаптировались под задачи планируемых экспериментов, другие специально разрабатывались в исследовательских целях.

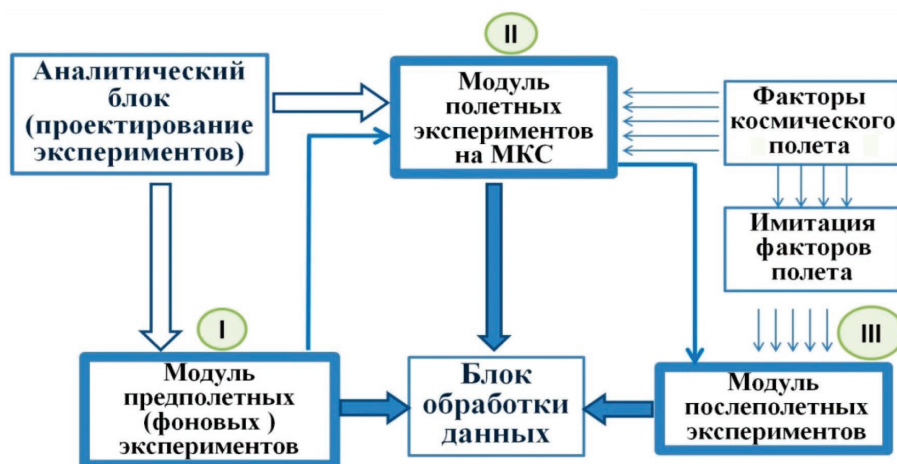


Рис. 1. Структурная схема модели исследований

В рамках работы проведены исследования по наиболее сложным задачам профессиональной деятельности космонавтов: ручного управления космическим аппаратом на этапе спуска на планету путем моделирования данного режима на аналоге ПКА на центрифугах ЦФ-7 и ЦФ-18; управления планетоходом на поверхности планеты с использованием виртуальной и физической моделей транспортного средства; выполнения операций внекорабельной деятельности космонавтом на поверхности планеты в скафандрах при частичной (лунной и марсианской) гравитации; выполнения динамических операций ручного причаливания и стыковки космических аппаратов; ручного управляемого спуска на Луну, путем имитации снижения по «лунной» глиссаде и посадки на выбранную площадку.

В силу влияния множества случайных факторов на профессиональную деятельность космонавтов (уровень подготовки, среда обитания, физическое состояние и работоспособность космонавта в момент проведения эксперимента; уровень работоспособности в данные сутки полета, опыт космических полетов, психомоторные характеристики; психоэмоциональное состояние и др.), результаты этой деятельности оказываются случайными событиями и характеризуются случайными величинами, что позволяет использовать для их анализа аппарат теории вероятностей [3–5, 15].

Числовые характеристики результатов экспериментов

Для решения прикладных задач, в частности задач оценивания профессиональных качеств космонавтов по результатам выполнения ими до- и послеполетных экспериментов, не всегда требуется знание законов распределения соответствующих случайных величин. В ряде случаев достаточно определить некоторые числовые характеристики, выражающие наиболее существенные свойства результатов экспериментов. При этом числовые характеристики положения определяют некоторые средние значения, около которых группируются возможные значения случайных величин, определяющих действия космонавтов. Одной из важнейших таких числовых характеристик является математическое ожидание. В качестве основной характеристики рассеяния (разброса) в теории вероятностей принимается, как правило, дисперсия или квадратный корень из нее – среднее квадратическое отклонение (СКО). Достаточно наглядным примером, подтверждающим такой подход, является, в частности, определение числовых характеристик положения и рассеяния показателей деятельности космонавтов при моделировании режима ручного управляемого спуска (РУС) на ПКА типа «Союз». В стандартной методике оценивания действий космонавта по данному режиму такими показателями являются максимальное значение перегрузки n_x^{ϕ} и конечный промах L_k по дальности отклонения от заданной точки ввода парашюта (в километрах). Под перегрузкой n_x понимается действие на человека ускорения $n_x = a/g$, где a – действующее ускорение; g – ускорение свободного падения.

Рассмотрим способы определения для них числовых характеристик для фоновых и послеполетных экспериментов, а также особенности интерпретации возможных результатов.

Поскольку наилучшей оценкой математического ожидания случайной величины является ее среднее значение, то

$$M_{n_x}^* = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n n_{xj}, \quad (1)$$

где $*$ – символ статистического математического ожидания, n – число наблюдений, n_{xj} – j -е значение параметра n_x .

Тогда, в соответствии с (1) по результатам серии фоновых и послеполетных экспериментов можно получить, соответственно, значения $M_{n_x}^*$ и $M_{n_x}^*$.

Далее выполняется оценивание СКО параметра n_x . Для получения состоятельных и несмещенных оценок $\sigma_{\hat{x}}$ случайной величины \hat{x} воспользуемся формулой

$$\sigma_{\hat{x}} = K_n \sigma_{\hat{x}}^* = K_n \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - M_{\hat{x}})^2}, \quad (2)$$

где K_n – табличный коэффициент, учитывающий степень смещенности оценок $\sigma_{\hat{x}}^*$.

При числе опытов равном 24 (отражает объем экспериментов, выполненных по РУС к настоящему времени) и более коэффициент K_n может быть принят за 1 [5]. Тогда с учетом формул (1), (2) можно рассчитать значения для фоновых и послеполетных экспериментов соответственно $\sigma_{n_x}^*$ и $\sigma_{n_x}^*$.

По результатам проведенных экспериментов по РУС получены следующие результаты по параметру n_x :

1. Величины $M_{n_x}^*$ и $M_{n_x}^*$ составляли соответственно 3,96 и 4,09. Математическое ожидание $M_{n_x}^*$ величины n_x^* в послеполетных экспериментах превышает значение $M_{n_x}^*$ этой величины n_x^* , полученное в фоновых экспериментах, на 3,28 %.

2. Величины $\sigma_{n_x}^*$ и $\sigma_{n_x}^*$ составляли соответственно 0,684 и 0,755 км. СКО $\sigma_{n_x}^*$, характеризующее рассеяние случайной величины n_x , увеличивается в послеполетных экспериментах по сравнению с фоновыми значениями на 10,23 %.

Следующим шагом должно быть попарное сопоставление полученных величин, что позволяет оценить влияние космического полета на операторские качества космонавта при управлении режимом РУС по перегрузке.

Судя по приведенным данным, можно сделать вывод, что космонавты после длительного полета на МКС сохраняют операторские качества по управлению перегрузкой (параметром n_x^*) в режиме РУС на достаточно высоком уровне. Максимальные перегрузки, допущенные ими в экспериментах, вполне укладывались в требуемые нормативы с оценками «хорошо» и «отлично».

Аналогично оцениваются математическое ожидание и СКО параметра L_k . Поскольку величина промаха L_k может принимать как положительные, так и отрицательные значения, оценивание конечного промаха при внеатмосферном входе СА в атмосферу осуществляется по величине модуля $|L_k|$. По результатам проведенных экспериментов по РУС были получены следующие результаты по параметру L_k :

1. Максимальный промах в послеполетных экспериментах L_k^* в 1,66 раз превышал дополетное максимальное значение L_k^* . Увеличение значений математического ожидания $M_{L_k}^*$ для послеполетных экспериментов по сравнению с фоновыми $M_{L_k}^*$ составляет 55,6 %.

2. Рассеяние конечного промаха в послеполетных экспериментах $\sigma_{L_k}^*$ в 2,02 раза превышает значение $\sigma_{L_k}^*$ этого параметра, полученное в дополетных экспериментах. Более того, в послеполетных экспериментах в 6 случаях отмечались промахи по L_k , не укладывающиеся в допустимые нормативы.

Указанные различия в до- и послеполетных экспериментах могут быть объяснены как длительным влиянием экстремальных факторов космического полета на работоспособность космонавтов, так и эргономическими особенностями интерфейса, обеспечивающего режим РУС, а также требованиями безопасности полета:

– на формате пульта космонавта отображается только текущее значение n_x , в то время как параметр L_k космонавт оценивает по косвенным признакам;

– при управлении РУС космонавты отдают приоритет управлению по n_x как более жизненно важной характеристике (по сравнению с L_k).

Полученные результаты приводят к необходимости совершенствования как эргономических характеристик ПКА, так и режима РУС в части двухпараметрического управления, а также совершенствования программных и аппаратных средств обеспечения режима РУС.

Данные о переносимости человеком ударных перегрузок приземления для различных типов ПКА, в том числе и типа «Союз», достаточно убедительно представлены в работе [6].

Анализ точности и надежности оценивания числовых характеристик

Качество оценивания $M_{n_x}^*$ при данном объеме наблюдений определяется точностью ξ и надежностью β , т.е. доверительным интервалом

$$I_{\beta,n} < M_{\hat{n}_x} > = [M_{\hat{n}_x}^I, M_{\hat{n}_x}^{II}] \quad (3)$$

и доверительной вероятностью

$$\beta_{I,n} < M_n > = P(\hat{M}_{\hat{n}_x}^I \leq M_{n_x} \leq \hat{M}_{\hat{n}_x}^{II}). \quad (4)$$

Учитывая малый объем выборки в нашем случае ($n < 30$), для оценивания доверительного интервала $M_{n_x}^*$ необходимо использовать формулы при неизвестном $\sigma_{n_x}^*$ [5].

$$M_{n_x}^* - \frac{\sigma_{n_x}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta,n-1}, M_{n_x}^* + \frac{\sigma_{n_x}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta,n-1}, \quad (5)$$

где функция $t_{\beta,n-1} = F_{t(k-1)}^{-1}(\frac{1+\beta}{2})$ определяется по таблице 3.21 в соответствии с [7]. Для $\beta = 0,95$ при $n = 24$ получаем значение $t = 2,06$.

Тогда с учетом (3), (5) доверительный интервал

$$I_{0,95} < M_{n_x^*}^* > = [M_{n_x^*}^I, M_{n_x^*}^{II}] = [M_{n_x^*}^* - \frac{6_{n_x^*}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta, n-1}; M_{n_x^*}^* + \frac{6_{n_x^*}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta, n-1}] =$$

$$= [3,96 \pm \frac{0,684}{\sqrt{25}} \cdot 2,06] = 3,96 \pm 0,29 \quad (6)$$

или

$$I_{0,95} < M_{n_x^*}^* > = [3,67, 4,25]. \quad (7)$$

Аналогично вычислим доверительный интервал для послеполетных значений математического ожидания параметра n_x^{Π}

$$I_{0,95} < M_{n_x^{\Pi}}^* > = [M_{n_x^{\Pi}}^I, M_{n_x^{\Pi}}^{II}]. \quad (8)$$

Подставляя соответствующие значения в (8) получим при $t = 2,06$

$$I_{0,95} = 4,09 \pm \frac{6_{n_x^{\Pi}}^*}{\sqrt{n}} t_{0,95, n-1} = 4,09 \pm 0,151 \cdot 2,06 = 4,09 \pm 0,31 \quad (9)$$

или

$$I_{0,95} < M_{n_x^{\Pi}}^* > = [3,78, 4,4]. \quad (10)$$

Замечание. Для оценивания доверительного интервала при малой выборке использованы формулы (5) для нормального закона распределения. Подобный подход допустим, поскольку: а) по логике эксперимента, с учетом закона больших чисел, значения n_x при $n \rightarrow \infty$ должны распределяться по нормальному закону и б) аналитических решений типа (5) для малой выборки и неизвестного закона распределения не существует [5].

При оценивании точности и надежности параметра $M_{L_k}^*$ мы имеем то же количество экспериментов, как и в случае n_x , т.е. малую выборку. Запишем, аналогично (5)

$$M_{L_k}^* - \frac{6_{L_k}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta, n-1}, M_{L_k}^* + \frac{6_{L_k}^*}{\sqrt{n}} t_{\beta, n-1}. \quad (11)$$

Оценим доверительные интервалы $M_{L_k}^*$ для $\beta = 0,95$.

Для фоновых экспериментов

$$I_{0,95} < M_{L_k}^* > = [M_{L_k}^I, M_{L_k}^{II}] = [M_{L_k}^* \pm \frac{6_{L_k}^*}{\sqrt{n}} t_{0,95, n-1}] =$$

$$= 7,26 \pm \frac{6,44}{\sqrt{25}} 2,06 = 7,26 \pm 2,65 \quad (12)$$

или

$$I_{0,95} < M_{L_k}^* > = [4,61 \text{ м}, 9,91 \text{ м}]. \quad (13)$$

Для послеполетных экспериментов

$$\begin{aligned} I_{0,95} < M_{L_k}^* > &= [M_{L_k}^I, M_{L_k}^{II}] = [M_{L_k}^* \pm \frac{6_{L_k}^*}{\sqrt{n}} t_{0,95,n-1}] = \\ &= 11,3 \pm \frac{12,99}{\sqrt{25}} 2,06 = 11,3 \pm 5,35 \end{aligned} \quad (14)$$

или

$$I_{0,95} < M_{L_k}^* > = [5,95 \text{ м}, 17,25 \text{ м}]. \quad (15)$$

Как видим, диапазон величин промаха в фоновых экспериментах при $\beta = 0,95$ составляет 5,3 км, в послеполетных – 11,3 км (т.е. в 2,13 раза больше, чем в фоновых), что подтверждает сделанный ранее вывод о наличии и причинах значительного разброса параметра s .

Многомерные результаты (числовые характеристики) экспериментов

Как показывает практика, возможными исходами проводимых экспериментов могут быть не только отдельные случайные события или случайные величины (типа n_x , L_k), но и более сложные результаты, характеризующие множеством случайных величин. В последнем случае образуется система случайных величин, т.е. случайный вектор [8, 16].

Для дополетных экспериментов этот случайный вектор можно представить в виде m – мерного вектора – строки

$$\hat{X}_{<m>}^\phi = < \hat{x}_1, \hat{x}_2, \dots, \hat{x}_m >, \quad (16)$$

для послеполетных экспериментов соответственно

$$\hat{Y}_{<m>}^\Pi = < \hat{y}_1, \hat{y}_2, \dots, \hat{y}_m >, \quad (17)$$

где \hat{x}_i , \hat{y}_i – значения случайных величин, фиксируемые в соответствующих экспериментах, а $\hat{x}_i [i = 1 (1)m]$ и $\hat{y}_i [i = 1 (1)m]$ – их последовательности от 1 до m с шагом 1.

Для оценки числовых характеристик систем (16) и (17) можно определить математические ожидания

$$M_{\hat{X}_{<m>}^\phi} = < M_{\hat{x}_1}, M_{\hat{x}_2}, \dots, M_{\hat{x}_m} >, \quad (18)$$

$$M_{\hat{Y}_{<m>}^\Pi} = < M_{\hat{y}_1}, M_{\hat{y}_2}, \dots, M_{\hat{y}_m} >.$$

Тогда, рассматривая оценки $\hat{X}_{<m>}^\Phi$ и $\hat{Y}_{<m>}^n$ (для k космонавтов, участвующих в экспериментах), как k независимых равноточных наблюдений, можно воспользоваться формулами для вычисления состоятельных и несмещенных оценок системы случайных величин [3, 5]. В частности, для фоновых экспериментов получим

$$\left. \begin{aligned} M_{\hat{x}_i}^{*\Phi} &= \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_{ij}, \\ D_{\hat{x}_i}^{*\Phi} &= \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (x_{ij} - M_{\hat{x}_i}^{*\Phi})^2. \end{aligned} \right\} \quad (19)$$

Аналогично можно записать эти формулы и для системы послеполетных случайных величин

$$\left. \begin{aligned} M_{\hat{y}_i}^{*n} &= \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_{ij}, \\ D_{\hat{y}_i}^{*n} &= \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (y_{ij} - M_{\hat{y}_i}^{*n})^2. \end{aligned} \right\} \quad (20)$$

В обеих системах формул (19) и (20) параметры $x_{ij}[i = 1(1)m, j = 1(1)k]$ и $y_{ij}[i = 1(1)m, j = 1(1)k]$ есть значения, принятые случайной величиной \hat{x}_i или \hat{y}_i в j -м опыте (т.е. для k -го космонавта),

Для вычисления СКО $\sigma_{\hat{x}_i}$ и $\sigma_{\hat{y}_i}[i = 1(1)m]$ целесообразно использовать формулу [15]

$$\sigma_{\hat{x}_i, \hat{y}_i} = k_{n-1} \sqrt{D_{x_i, y_i}}, \quad (21)$$

где k_{n-1} – табличный коэффициент, зависящий от объема выборки. Например, при участии 5 космонавтов в экспериментах он будет равен 1,051 [16].

Формулы (18–21) позволяют получить оценки положения и рассеяния случайных величин для каждого из m действий космонавта в любом до- и послеполетном эксперименте, что важно для детального исследования операторских качеств космонавта.

Применение зависимостей (18–21) также целесообразно при оценивании действий космонавтов когда значения m_i не велики ($i \approx 4 - 5$), а значит объемы вычислений при оценках параметров, как и их сравнение для до- и послеполетных экспериментов, не будут громоздкими.

Если требуется оценивание нескольких действий космонавта в рамках отдельного этапа или режима эксперимента, можно воспользоваться методом ведущих компонент. При этом ведущими компонентами $\hat{X}_{<z>}^\Phi$, $\hat{X}_{<su>}^\Phi$, $\hat{Y}_{<z>}^n$, $\hat{Y}_{<su>}^n$ будем называть те, которые наиболее полно отражают физическую сущность цели оценивания действий космонавта. Остальные компоненты будут ведомыми, на них накладываются ограничения и в явном виде они в дальнейших процедурах оценивания не фигурируют.

Для интегрального оценивания операторских качеств космонавта при большом числе фиксируемых действий, формулы типа (18–21) не удобны для применения из-за различного физического смысла фиксируемых случайных величин, входящих в системы (16), (17). В таком случае, наиболее рациональным способом будет применение пятибалльной шкалы оценивания для каждого из m действий космонавта, а затем вычисление среднего балла для каждого значения \hat{x}_i и \hat{y}_i по результатам участия в экспериментах k -космонавтов и, в конечном итоге, получение средних баллов за весь эксперимент [4].

Для оценивания различных результатов экспериментов согласно работе [12] также возможно использование «метода последовательных предпочтений» «или метода попарных сравнений», однако они не всегда целесообразны, поскольку требуют участия квалифицированных экспертов, трудоемки и недостаточно наглядны.

Оценивание качества выполнения экспериментов (процессов управления ПКА) в целом

Понятие качества применимо к объектам любой природы. Согласно определению, приведенному в работе [11], «качество – это свойство или совокупность свойств объекта, обуславливающих его соответствие назначению». Поскольку в нашем случае речь идет о качестве процесса выполнения космонавтом эксперимента, а фактически выполнения моделируемого процесса управления сложным человеко-машинным комплексом, качество такого процесса есть не что иное, как его эффективность [3]. Одним из базовых положений теории эффективности целенаправленных процессов является определение показателя эффективности таких процессов, как вероятности достижения цели реализуемой системой «космонавт–ПКА» в определенных условиях применения. Тогда эффективность выполнения процесса управления ПКА в целом или любого из его режимов можно предоставить в виде

$$P_{\text{дц}} = P_{\text{дц}} \langle X_{\langle m \rangle} \rangle = P_{\text{дц}} \langle A_{\langle q \rangle}, B_{\langle l \rangle}, B_{\langle k \rangle} \rangle, \quad (22)$$

где $P_{\text{дц}}$ – вероятность достижения цели, т.е. успешного управления ПКА; $X_{\langle m \rangle} = \langle A_{\langle q \rangle}, B_{\langle l \rangle}, B_{\langle k \rangle} \rangle$ – вектор, определяющий эксплуатационно-технические характеристики (ЭТХ) ПКА ($A_{\langle q \rangle}$), условия его функционирования ($B_{\langle l \rangle}$) и организацию процесса ($B_{\langle k \rangle}$).

Пример оценивания качества выполнения экспериментов по РУС

Качество выполнения космонавтом режима РУС в целом определяется, в соответствии с принятой методикой, качеством совместного управления этим режимом по двум параметрам n_x и L_k .

Каждый из результатов управления по n_x и L_k можно рассматривать как случайное событие, соответственно \hat{A} и \hat{B} , поскольку они зависят от множества случайных факторов. Учитывая, что вероятность совместного наступ-

ления двух событий равна произведению вероятностей одного из них на условную вероятность другого, запишем

$$P(\hat{C}) = P(\hat{A} \cap \hat{B}) = P(\hat{A}) \cdot P(\hat{B} / \hat{A}). \quad (23)$$

В нашем случае вероятность успешного выполнения режима РУС определится следующим выражением

$$P_{\text{рус}} = P_{n_x} \cdot P_{L_k}, \quad (24)$$

где P_{n_x} – вероятность успешного управления по параметру n_x ; P_{L_k} – вероятность успешного управления по параметру L_k при условии, что при этом вероятность успешного выполнения по n_x равна P_{n_x} .

Определим $P_{\text{рус}}$ для фоновых $P_{\text{рус}}^{\phi}$ и послеполетных $P_{\text{рус}}^{\pi}$ экспериментов.

Статистическая вероятность выполнения управления по n_x для фоновых экспериментов будет

$$P_{n_x}^* = \frac{N_{n_x}^{\text{усп}}}{n}, \quad (25)$$

где $N_{n_x}^{\text{усп}}$ – число успешных фоновых экспериментов по управлению n_x^{ϕ} ; n – общее число экспериментов.

Статистическая вероятность выполнения управления РУС по L_k для фоновых экспериментов будет

$$P_{L_k}^* = \frac{N_{L_k}^{\text{усп}}}{n}, \quad (26)$$

где $N_{L_k}^{\text{усп}}$ – число успешных фоновых экспериментов по управлению L_k^{ϕ} .

Аналогично получим оценки $P_{n_x}^*$ и $P_{L_k}^*$.

С учетом полученных значений вероятность успешного выполнения режима РУС в целом для дополетных экспериментов будет

$$P_{\text{рус}}^{*\phi} = P_{n_x}^* \cdot P_{L_k}^*. \quad (27)$$

Аналогично по результатам послеполетных экспериментов получим

$$P_{\text{рус}}^{*\pi} = P_{n_x}^* \cdot P_{L_k}^*. \quad (28)$$

В проведенных нами исследованиях статистические вероятности результатов выполнения режима РУС по параметру n_x для до- и послеполетных экспериментов практически одинаковы, т.е. потери операторских качеств по управлению n_x после длительного полета на МКС не отмечается.

В то же время, после длительного полета на МКС наблюдается заметное снижение статистических вероятностей успешного выполнения режима РУС по параметру L_k .

В целом, вероятность успешного выполнения режима РУС в приведенных послеполетных экспериментах была в 1,2 раза меньше, чем дополетных.

Однако, заметим, что вследствие существенного влияния на человека экстремальных факторов длительного космического полета не исключена возможность, что некоторые из космонавтов могут быть не готовы к выполнению режима РУС (по физическому состоянию). Тогда целесообразно ввести соответствующий коэффициент готовности космонавта P_r , который следует иметь в виду в дальнейших оценках.

Так, при количестве n_{nr} космонавтов, неготовых выполнять режим РУС, статистическое значение P_r^* можно записать в виде

$$P_r^* = \frac{(n - n_{nr})}{n}. \quad (29)$$

Например, при участии в экспериментах 20 космонавтов и не допуске к выполнению РУС одного, двух или трех из них, получим значения P_r^* соответственно 0,95; 0,9; 0,85.

С учетом коэффициента готовности космонавтов оценку вероятности успешного выполнения режима РУС после полета космонавтов на МКС запишем в виде

$$P_{рус}^* = P_{рус}^{*п} \cdot P_r^*, \quad (30)$$

причем при значении $n_{nr}^i [i = 1 (1) n_{nr}]$ величина $P_{рус}^* < P_{рус}^{*п}$.

Повышение P_r^* до 1 возможно за счет сведения к минимуму негативного влияния на человека экстремальных факторов космического полета, совершенствования полетных процедур, направленных на поддержание здоровья космонавтов.

Описание результатов до- и послеполетных экспериментов методом корреляционного анализа

Корреляционный анализ – статистический метод исследования, позволяющий с использованием коэффициентов корреляции определить, существует ли зависимость между переменными и насколько она велика.

Сопоставление в рамках корреляционного анализа до- и послеполетных значений одних и тех же фиксируемых параметров (результатов) позволяет оценить влияние экстремальных факторов космического полета на операторские качества космонавта. Итогом такого анализа могут быть рекомендации по совершенствованию аппаратных и программных средств ПКА, эргономических характеристик соответствующих интерфейсов и способов подготовки экипажей.

Рассмотрим практические возможности корреляционного анализа на примере моделирования режима РУС.

В целях анализа режима РУС представляет интерес оценить взаимосвязи дополетных значений \hat{n}_{xj} и \hat{L}_{kj} с соответствующими их послеполетными величинами и, в итоге, сделать заключение о влиянии факторов длительного космического полета на управление ими.

Для представления в первом приближении взаимосвязей $\langle n_{xj}^\phi, n_{xj}^\pi \rangle$ и взаимосвязей $\langle L_{kj}^\phi, L_{kj}^\pi \rangle$ построим в прямоугольной системе координат соответствующие поля корреляции.

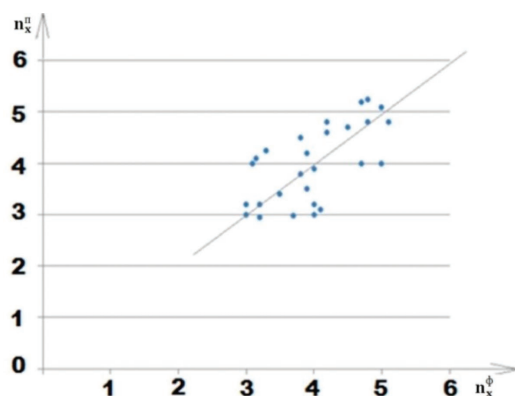


Рис. 2. Поле корреляции параметров n_x^ϕ, n_x^π

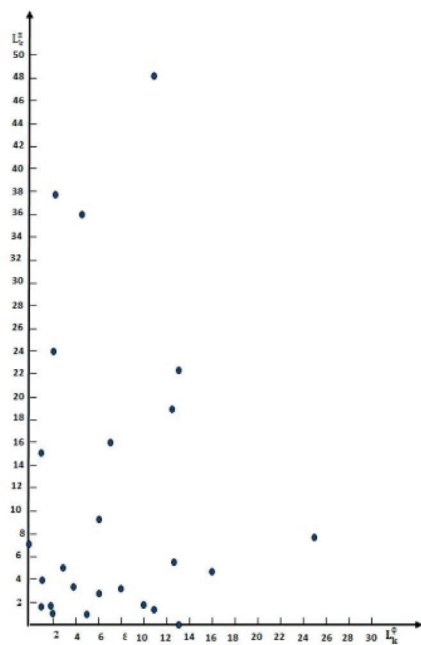


Рис. 3. Диаграмма рассеяния параметров L_k^ϕ и L_k^π (корреляция близка к нулевой)

Из рис. 2 и рис. 3 видим, что поля корреляции для $\langle n_x^\phi, n_x^\pi \rangle$, с одной стороны, и для $\langle L_k^\phi, L_k^\pi \rangle$, с другой, принципиально различны. Если в первом случае можно говорить о положительной корреляции параметров n_x^ϕ, n_x^π , то для L_k^ϕ, L_k^π она практически отсутствует.

Оценим силу корреляции количественно с помощью коэффициентов корреляции, характеризующих степени зависимости между рассматриваемыми параметрами. Поскольку между параметрами n_x^ϕ, n_x^π , как показывает рис. 3, отмечается линейная связь, воспользуемся для ее оценивания коэффициентом Пирсона (варьируется в пределах от -1 до $+1$).

В соответствии с [5, 11] коэффициент корреляции для фоновых и после-полетных значений n_x можно записать следующим образом:

$$r_{n_x^\phi, n_x^\pi} = \frac{K_{n_x^\phi, n_x^\pi}}{6_{n_x^\phi} \cdot 6_{n_x^\pi}}, \quad (31)$$

где $K_{n_x^\phi, n_x^\pi}$ – корреляционный момент (или момент связи), по сути – второй смешанный центральный момент;

$K_{n_x^\phi, n_x^\pi} = M[(\hat{n}_x^\phi - M_{\hat{n}_x^\phi})(\hat{n}_x^\pi - M_{\hat{n}_x^\pi})]$ – математическое ожидание произведения центрированных случайных величин \hat{n}_x^ϕ и \hat{n}_x^π .

С учетом этого, а также выражения (2), коэффициент корреляции будет

$$r_{n_x^\phi, n_x^\pi} = \frac{M[(\hat{n}_x^\phi - M_{\hat{n}_x^\phi})(\hat{n}_x^\pi - M_{\hat{n}_x^\pi})]}{6_{n_x^\phi} \cdot 6_{n_x^\pi}} = \frac{\sum_{i=1}^k (\hat{n}_x^\phi - M_{\hat{n}_x^\phi})(\hat{n}_x^\pi - M_{\hat{n}_x^\pi})}{\sqrt{\sum_{i=1}^k (\hat{n}_x^\phi - M_{\hat{n}_x^\phi})^2 \cdot \sum_{i=1}^k (\hat{n}_x^\pi - M_{\hat{n}_x^\pi})^2}}, \quad (32)$$

где k – число опытов (пар \hat{n}_x^ϕ и \hat{n}_x^π).

Аналогично формуле (32) можно записать выражение и для $r_{L_k^\phi, L_k^\pi}$.

С учетом (32) и фактических данных, в проведенных экспериментах получено $r_{n_x^\phi, n_x^\pi} \approx 0,7$.

В соответствии с принятыми диапазонами оценивания по критерию Пирсона это значение укладывается в интервал $[0,5 \div 0,7]$, что говорит о высокой положительной корреляции (уровне связи) между параметрами n_x^ϕ и n_x^π .

Данное обстоятельство можно объяснить профессиональными качествами космонавтов, строго отвечающими методическим приемам, усвоенным ими при подготовке к космическим полетам – осуществлять управление РУС приоритетно по наиболее жизненно важному параметру, а именно по n_x .

Вычисление коэффициента корреляции Пирсона по L_k в проведенных экспериментах дает значение $r_{L_k^\phi, L_k^\pi}^* \approx -0,06$.

Данная величина находится в интервале значений $[0,00 \div 0,24]$ по модулю [9], что говорит скорее об отсутствии, чем даже о крайне слабой корреляции параметров L_k^ϕ и L_k^π . Из полученных результатов можно сделать следующий вывод: из-за негативного влияния факторов длительного космического по-

лета, у космонавта еще больше (чем до полета) снижаются операторские качества по управлению РУС по параметру L_k .

Замечание. Поскольку в нашем случае по крайней мере одна из величин (а именно L_k^n), как следует из рис. 3, не является нормально распределенной, в вычислениях целесообразно использовать коэффициент корреляции не Пирсона, а Спирмана. С учетом наличия одного выброса в исходных данных (при $L_k^\Phi = 29$), возможно, даже коэффициент Кендалла [9]. Данное обстоятельство следует уточнить при дальнейших оценках L_k при больших объемах выборок.

Оценивание потребного объема экспериментов

При планировании экспериментов, естественно, возникает вопрос – сколько их нужно провести для получения надежных результатов? Иными словами, для оценивания с нужным качеством (I, β) каждого из параметров \hat{x}_i требуется вполне определенный объем экспериментов $n_{\beta, I} < x_i >$, т.е. объем выборки. Рассмотрим особенности его определения для разных случаев анализа до- и послеполетных экспериментов.

1. *Объем выборки для оценивания математического ожидания результатов экспериментов*

Если закон распределения случайной величины \hat{x} нормальный и его параметр $\sigma_{\hat{x}}$ известен, то потребный объем выборки будет [5]

$$n_{\beta, \xi} < M_{\hat{x}} > \approx \left(\frac{\sigma_{\hat{x}}^*}{\xi} t_{\beta} \right)^2, \quad (33)$$

где $\sigma_{\hat{x}}^*$ – выборочная величина стандартного отклонения; ξ – точность оценивания математического ожидания; t_{β} – параметр t – распределения (распределения Стьюдента) при соответствующей надежности оценки β .

Уравнение (33) справедливо и для больших, и для малых выборок. Если же параметр неизвестен, как в нашем случае, то объем выборки будет определяться с помощью выборочного среднего $M_{\hat{x}}^*$ и оценки его СКО – $\sigma_{\hat{x}}^*$ по формуле

$$n_{\beta, \xi} < M_{\hat{x}} > \geq \left(\frac{\sigma_{\hat{x}}^*}{\xi} t_{\beta, n-1} \right)^2. \quad (34)$$

Тогда для до- и послеполетных экспериментов при оценивании математического ожидания n_x с точностью до 10 % получим

$$n_{0,90} < M_{n_x^\Phi} > \geq \left(\frac{0,684}{0,29} 2,064 \right)^2 = 23,7 \approx 24,$$

$$n_{0,90} < M_{n_x^n} > \geq \left(\frac{0,755}{0,31} 2,064 \right)^2 = 25,3 \approx 25,$$

т.е., необходимо выполнить 25 экспериментов. Для оценивания этих же параметров по формуле (34) с точностью 5 % необходим 61 эксперимент.

2. Объем выборки для оценивания дисперсии результатов экспериментов

Согласно [5] уравнение для оценивания $n_{\beta, \xi} < D_{\hat{x}} >$ можно получить лишь для случая, когда распределение \hat{x} подчинено нормальному закону при большом объеме выборки

$$n_{\beta, \xi} < D_x > \geq 2 \left(\frac{D_{\hat{x}}^* \cdot t_{\beta}}{\xi} \right)^2 + 1, \quad (35)$$

где $D_{\hat{x}}^*$ – выборочное значение дисперсии случайной величины \hat{x} . При малых выборках, как в нашем случае, следует пользоваться методом последовательных приближений, начиная с некоторого ориентировочного значения n_0 .

Однако, учитывая, что практически количество опытов $n > 50$ позволяет получить оценку дисперсии, смещенной не более, чем на 2 % относительно ее генерального значения [10], величину $n \geq 50$ можно считать генеральной оценкой \hat{x} .

Таким образом, для оценивания дисперсии, как и СКО, число до- и послеполетных экспериментов $n = 50$ можно считать вполне достаточным.

3. Объем выборки для оценивания вероятности успешного выполнения экспериментов (режимов полета)

Если требуемые точность (ξ) и надежность (β) оценивая вероятности p заданы, то потребное для их обеспечения число $n_{\beta, \xi} < p >$ до- и послеполетных экспериментов будет [5]:

$$n_n = n_{\beta, \xi} < p > \geq \frac{p(1-p)}{\xi^2} t_{\beta}^2. \quad (36)$$

Тогда, например, для оценивания (см. формулу 27) вероятности успешного выполнения РУС в дополетных экспериментах с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и точностью $\xi = 0,05$ требуется их провести в количестве

$$n_{0,95} < p_{\text{РУС}}^{\phi} > \geq \frac{0,92 \cdot 0,08}{0,05^2} (2,06)^2 \approx 124. \quad (37)$$

Для оценивания (см. формулу 28) вероятности успешного выполнения РУС в послеполетных экспериментах с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и точностью $\xi = 0,05$ необходимое число наблюдений должно быть

$$n_{0,95} < p_{\text{РУС}}^{\Pi} > \geq \frac{0,73 \cdot 0,27}{0,05^2} (2,06)^2 \approx 334. \quad (38)$$

Если в каждом эксперименте на ЦФ по режиму РУС осуществляется по 3 реализации (статическая, динамическая, статическая), то полученные значения в формулах (37) и (38) уменьшатся втрое. Это значит, что в дополетных экспериментах должны принять участие 41, а в послеполетных – 111 космонавтов. Если бы в каждой экспедиции на МКС участвовало бы 2 космонавта, эти значения были бы соответственно ~21 и ~56.

4. Объем выборки для оценивания функций распределения результатов экспериментов

Функция распределения случайной величины любого типа исчерпывающим образом характеризует вероятностные свойства этой величины [8]. Знание функций распределения позволяет перейти к этапу создания имитационных математических моделей, с помощью которых, меняя исходные данные, можно исследовать, например, влияние на качества профессиональной деятельности космонавтов различных факторов – экстремальной среды обитания, уровня подготовленности, ремонтпригодности бортовых систем, качества того или иного интерфейса и др. Возможности построения статистических функций распределения по результатам деятельности экипажей МКС показаны нами в работах [13, 14].

Рассмотрим ниже, на примере режима РУС, условия для получения необходимых выборок случайных величин, обеспечивающих построение надежных функций распределения.

При исследованиях статистических функций распределения различных параметров (случайных величин), характеризующих режим РУС, потребуются знание потребных объемов наблюдений (числа экспериментов).

Так функции распределения случайных величин \hat{n}_x^ϕ , \hat{n}_x^n , \hat{L}_k^ϕ , \hat{L}_k^n могут быть построены по соответствующим выборкам оценками $\tilde{F}_{\hat{n}_x^\phi}(n_x^\phi)$ вероятности $\tilde{F}_{\hat{n}_x^\phi}(n_{cp})$ случайного события ($\hat{n}_x^\phi < n_x^\phi$) и т.д. для \hat{n}_x^ϕ , \hat{L}_k^ϕ , \hat{L}_k^n .

Тогда, согласно [5], потребный объем выборки для оценивания функций $F_{\hat{n}_x^\phi}(n_x^\phi)$ с требуемой точностью ξ и β (как и упомянутых трех других) будет определяться уравнением

$$n_n = n_{\beta, \xi} < F_{\hat{n}_x^\phi}(n_x^\phi) \geq \frac{t_\beta^2}{4\xi^2}. \quad (39)$$

При $\beta = 0,95$, $\xi = 0,05$ число экспериментов должно быть 424. С учетом одновременной реализации трех режимов на ЦФ в одном эксперименте эта цифра уменьшается до 142. Иными словами, в экспериментах должны участвовать 142 космонавта. Заметим, что для фоновых экспериментов получение таких данных не представляет особой проблемы, так как данные берутся до полета на МКС по результатам экзаменационных тренировок и в выборку могут включаться результаты летавших и не летавших (в т.ч. дублирующих) космонавтов. Кроме того, в выборку могут включаться и зачетные (предэкзаменационные) тренировки, поскольку они проводятся в тот момент, когда операторские качества космонавта уже сформировались, в ходе дальнейших тренировок они не улучшаются, а только поддерживаются. Данное допущение позволяет в 2 раза увеличить анализируемую выборку. Таким образом, получение представительных выборок для построения необходимых функций распределения и последующего их использования в математических моделях (например, имитационных) является вполне реальным.

Выводы

С целью получения новых научных данных о возможностях и качестве выполнения космонавтами наиболее сложных операторских функций в перспективных пилотируемых миссиях рассмотрены способности и методические приемы оценивания результатов экспериментов, проводимых до и после выполнения экипажами длительных полетов на МКС.

На ряде примеров показаны пригодность и удобство применения выбранных показателей оценивания их деятельности, а также наглядность интерпретации полученных результатов при малых и больших объемах выборок.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Об особенностях профессиональной деятельности космонавтов при осуществлении лунных миссий / Крючков Б.И., Усов В.М., Ярополов В.И., Сосюрка Ю.Б., Троицкий С.С., Долгов П.П. // Пилотируемые полеты в космос. – 2016. – № 2(19). – С. 35–57.
- [2] Харламов М.М., Крючков Б.И., Усов В.М., Долгов П.П. // Задачи профессиональной деятельности космонавтов на Луне и в дальнем космосе: отработка методов и технологий. GLEX 2021 (в печати).
- [3] Элементы теории испытаний и контроля технических систем / Городецкий В.И., Дмитриев А.К., Марков В.М. и др. Под ред. Юсупова Р.М. – Л: Энергия, 1978. – 192 с.
- [4] Возможности исследования операторских качеств космонавта с использованием вертолета в интересах перспективных пилотируемых программ / Власов П.Н., Кислицин В.Н., Харламов М.М., Крючков Б.И., Солодников А.В., Усов В.М., Бурдин Б.В. // Пилотируемые полеты в космос. – 2021. – № 1(38). – С. 42–60.
- [5] Статистические методы обработки результатов наблюдений. Под ред. д.т.н. Юсупова Р.М., МО СССР, 1984. – 563 с.
- [6] Рабинович Б.А. Безопасность космонавта при посадочном ударе спускаемого аппарата о грунт. – М., 2014. – 278 с.
- [7] Справочное пособие по прикладной математике / Иоффе А.Я., Петухов Г.Б., Морозов Л.М. – Л., 1975. – 253 с.
- [8] Вероятностные методы в прикладной кибернетике / Иоффе А.Я., Марков В.М., Петухов Г.Б., Юсупов Р.М. – Л, 1976. – 424 с.
- [9] Корреляционный анализ. [Электронный ресурс] URL: <https://naif.ru/academy/preprodavateyam-spss/> (дата обращения 02.04.2020 г.)
- [10] Рожнов В.Ф. Основы теории инженерного эксперимента. – М.: Изд-во МАИ, 2007. – 356 с.
- [11] Петухов Г.Б. Основы теории эффективности целенаправленных процессов. МО СССР, 1989. – 660 с.
- [12] Бешелев С.Д., Гурвич Ф.Г. Математико-статистические методы экспертных оценок. «Статистика». – М., 1974. – 159 с.
- [13] Анализ участия космонавтов МКС в операциях доставки, хранения и возвращения грузов / Крючков Б.И., Ярополов В.И., Маликов А.Г., Усов В.М., Сосюрка Ю.Б. // Пилотируемые полеты в космос. – 2017. – № 2(23). – С. 61–81.
- [14] Анализ основных результатов внекорабельной деятельности экипажей МКС / Крючков Б.И., Алтунин А.А., Долгов П.П., Ярополов В.И., Усов В.М.,

- Иродов Е.Ю., Верба Д.И., Коренной В.С. // Пилотируемые полеты в космос. – 2017. – № 1(22). – С. 56–67.
- [15] Кластерный анализ. [Электронный ресурс] URL:https://nafi.ru/upload/spss/Lecture_9.pdf (дата обращения 23.01.2021 г.).
- [16] Сухорученков Б.И., Меньшиков В.А. Методы анализа характеристик летательных аппаратов. – М.: Машиностроение, 1995. – 368 с.

REFERENCES

- [1] On the Features of Professional Activity of Cosmonauts when Implementing Lunar Missions / Kryuchkov B.I., Usov V.M., Yaropolov V.I., Sosyurka Yu.B., Troitsky S.S., Dolgov P.P. // Scientific Journal “Manned Spaceflight”. – 2016. – No 2(19). – pp. 35–57.
- [2] Kharlamov M.M., Kryuchkov B.I., Usov V.M., Dolgov P.P. // Objectives of Cosmonauts’ Professional Activity on the Moon and in Deep Space: Development of Methods and Technologies. GLEX 2021 (in press).
- [3] Elements of the Theory of Testing and Control of Technical Systems / Gorodetsky V.I., Dmitriev A.K., Markov V.M. et al. Edited by Yusupov R.M. – Leningrad: Energia Publ., 1978. – p. 192.
- [4] Possibilities of Studying the Operator Qualities of a Cosmonaut with the Help a Helicopter for the Benefit of Future Manned Space Programs / Vlasov P.N., Kislitsin V.N., Kharlamov M.M., Kryuchkov B.I., Solodnikov A.V., Usov V.M., Burdin B.V. // Scientific Journal “Manned Spaceflight”. – 2021. – No 1(38). –pp. 42–60.
- [5] Statistical Methods for Processing Observational Data. Edited by Dr-En. Yusupov R.M, Ministry of Defense of the USSR, 1984. – p. 563.
- [6] Rabinovich B.A. Safety of a Cosmonaut Inside the Descent Vehicle During Touchdown. – Moscow, 2014. – p. 278.
- [7] Applied Mathematics Reference Book / Ioffe A.Ya., Petukhov G.B., Morozov L.M. – Leningrad, 1975. – p. 253.
- [8] Probabilistic Methods in Applied Cybernetics / Ioffe A.Ya., Markov V.M., Petukhov G.B., Yusupov R.M. – Leningrad, 1976. – p. 424.
- [9] Correlation analysis. [Electronic source] URL: <https://naif.ru/academy/prepodavateyam-spss/> (accessed on 02.04.2020.)
- [10] Rozhnov V.F. Fundamentals of Engineering Experiment Theory. – Moscow: MAI Publ., 2007. – p. 356.
- [11] Petukhov G.B. Theoretical Framework of the Effectiveness of Purposeful Processes. Ministry of Defense of the USSR, 1989. – p 660.
- [12] Beshelev S.D., Gurvich F.G. Mathematical and Statistical Methods of Expert Assessments. “Statistics”. – Moscow, 1974. – p. 159.
- [13] An Analysis of Cosmonauts Participation in Operations of Cargo Delivery, Storage and Return Aboard the ISS / Kryuchkov B.I., Yaropolov V.I., Malikov A.G., Usov V.M., Sosyurka Yu.B. // Scientific Journal “Manned Spaceflight”. – 2017. – No 2 (23). – pp. 61–81.
- [14] Main Results of EVA Performed by the ISS Crews / Kryuchkov B.I., Altunin A.A., Dolgov P.P., Yaropolov V.I., Usov V.M., Irodov E.Yu., Verba D.I., Korennoy V.S. // Scientific Journal “Manned Spaceflight”. – 2017– No 1(22). – pp. 56–67.
- [15] Cluster analysis. [Electronic source] URL:https://nafi.ru/upload/spss/Lecture_9.pdf (accessed on 23.01.2021).
- [16] Sukhoruchenkov B.I., Menshikov V.A. Methods for Analyzing the Characteristics of Aircraft. – Moscow: Mashinostroyeniye Publ, 1995. – p. 368.