

Методика определения однородности сигналов при измерении динамических процессов

© Г.А. Маслов¹, В.Б. Митенков², Р.В. Воронков³, В.А. Заговорчев⁴

¹Корпорация «Иркут», Москва, 125315, Россия

²Летно-исследовательский институт им. М.М. Громова,
г. Жуковский, Московская область, 140180, Россия

³Центральный аэрогидродинамический институт имени профессора
Н.Е. Жуковского, г. Жуковский, Московская область, 140180, Россия

⁴Московский авиационный институт (национальный исследовательский
университет), Москва, 125993, Россия

Изложен анализ результатов измерений вибрационных нагрузок, полученных известными методами статистической обработки данных измерений случайных процессов. Рассмотрено использование критериев однородности массовой статистики для выделения однородных совокупностей экспериментальных данных. Оценку однородности статистики необходимо проводить после получения результатов измерений вибрационных нагрузок по всем точкам, режимам полета и работы силовой установки летательного аппарата. Однородность измеряемых вибрационных нагрузок характеризует, в итоге, неизменность действия конкретных источников вибрации. В статье из полученных результатов измерений выделяют гармонические составляющие, а обобщению подвергают характеристики только случайной вибрации. Авторы предлагают использовать на практике критерии, основанные на представлении обобщенных характеристик. Показана целесообразность проведения проверки на статистическую однородность для исключения из результатов измерений необоснованных экстремальных значений.

Ключевые слова: *вибрация, статистика, однородность, критерии, измерения*

Введение. Статья посвящена анализу результатов измерений вибрационных нагрузок, полученных известными методами статистической обработки данных измерений случайных процессов.

Цель анализа — разделить весь объем результатов массовых измерений при летных испытаниях летательных аппаратов (ЛА) на однородные совокупности как по количественным параметрам, так и по разнообразию статистических характеристик вибрационных процессов, используя известные критерии однородности массовой статистики.

В настоящее время при создании нормативов для параметров вибрационных нагрузок на ЛА (например, Квалификационные требования РФ КТ-160G, 2016 г.) используется способ статистического обобщения результатов измерений, в основу которого положено их разделение по зонам ЛА (например, фюзеляж, хвостовое оперение, крыло и т. п.), границы зон определяются геометрией ЛА. Результаты измерений в пределах этих зон считают однородными. При обобще-

нии этих результатов по «геометрическому» принципу в совокупность попадают неоднородные статистические данные. Этот факт объясняется наличием локальных источников вибрации в пределах даже одной «геометрической» зоны ЛА.

После получения совокупности результатов измерений вибрационных нагрузок по всем точкам, а также по режимам полета и работы силовой установки ЛА необходимо оценить однородность статистики, которая в дальнейшем будет подвергаться анализу и обобщению для сопоставления отчетных результатов с нормативными требованиями.

Однородность измеряемых вибрационных нагрузок характеризует, в итоге, неизменность действия конкретных источников вибрации, так как при появлении дополнительных или новых источников даже в одной точке измерения (не говоря обо всей совокупности точек измерения в динамической зоне ЛА) изменяется и частотный характер спектральной плотности мощности виброускорения $W(f)$, и среднеквадратические суммарные значения σ_{Σ} .

Определение однородности сигналов. Анализ параметров реакций динамических объектов и систем на воздействия можно проводить различными способами [1]. В течение времени записи характер и уровень сигналов определяются наличием разнообразных источников. В связи с этим для дальнейшей обработки необходимо всю запись сигналов разделить на участки, предполагая, что в пределах этих участков записываемые сигналы обусловлены лишь наличием конкретных источников, иначе говоря, сигналы являются статистически однородными [2, 3]. Эту процедуру выполняют с использованием графика зависимости среднеквадратического значения сигнала от времени: $\sigma_{\Sigma}(t)$.

Для обработки данных и анализа процесса используют специальное программное обеспечение, в состав которого входят рабочие программы, выполняющие обработку и анализ сигналов непосредственно для данного вида испытаний (набор параметров, допуски на анализ и т. д.). Обработывается только та информация, которая необходима в данном виде проверки, что зависит от набора параметров [4, 5].

Полный график $\sigma_{\Sigma}(t)$, полученный при обработке записи вибрационного процесса в течение всего времени полета, зависит от наличия воздействующих факторов, обусловленных изменениями режима полета и работы силовой установки в разные моменты времени. Для дальнейших исследований необходимо разделить этот график на участки, где действуют конкретные известные факторы, в пределах которых этот график также является статистически однородным.

Проверка статистической однородности участков графика $\sigma_{\Sigma}(t)$ может быть выполнена с привлечением нескольких упрощенных

приемов (нулевых гипотез), основанных на вероятностной оценке однородности ряда измерений.

Первой из них является гипотеза об однородности графика $\sigma_{\Sigma}(t)$. График $\sigma_{\Sigma}(t)$ формируют из последовательности значений $\sigma_{\Sigma i}$, вычисленных для временных отрезков записи вибрационного сигнала длиной Δt . Как правило, значение Δt находится в пределах $0,01 \dots 0,50$ с. На i -м участке записи длиной T таких значений $\sigma_{\Sigma i}$ будет $n = T/\Delta t$.

Графики $\sigma_{\Sigma}(t)$ строят для k участков записи, длина каждого участка — T , т. е. образуется анализируемая совокупность значений $\sigma_{\Sigma ik}$, разделенных на k участков.

Рассмотрению подлежит последовательность значений G_i , вычисленных по формуле

$$G_i = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2},$$

где i — номер участка записи объемом n ; σ_i^2 — дисперсия вибрационного сигнала для i -го участка записи.

Находят значение G_{\max} для максимального члена совокупности, т. е.

$$G_{\max} = \frac{[\sigma_i^2]_{\max}}{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}.$$

Если найденное из наблюдений значение G_{\max} окажется больше теоретического значения $\sigma_{\text{теор}}$, указанного, как правило, для соответствующих k и $n - 1$, то гипотеза об однородности ряда дисперсий для участков записи должна быть отвергнута. Противоположное состояние указывает на незначимость расхождений между дисперсиями графиков $\sigma_{\Sigma}(t)$.

Другим способом оценки однородности результатов является применение критерия серий [6]. Для этого не требуется знания частотной структуры вибрационных нагрузок. Методология применения критерия следующая:

- 1) вычисляют значения $\sigma_{\Sigma i}$ (график изменения $\sigma_{\Sigma i}$ по времени), $i = 1, 2, \dots, k$;
- 2) определяют медианное значение M для σ_{Σ} — срединное значение ранжированного ряда $\sigma_{\Sigma i}$;
- 3) всем значениям $\sigma_{\Sigma i} < M \sigma_{\Sigma}$ приписывают знак минус, значениям $\sigma_{\Sigma i} > M \sigma_{\Sigma}$ — плюс, вместо последовательности $\sigma_{\Sigma}(t)$ получают последовательность знаков минус или плюс;
- 4) подсчитывают число серий m , каждая серия — это последовательность, члены которой имеют одинаковый знак;

5) находят соотношение $2m/k$ и задают уровень значимости α гипотезы о стационарности зарегистрированного вибрационного процесса.

Если полученное соотношение $2m/k$ при заданном уровне значимости α больше или равно теоретическому значению, представленному в таблицах для критерия серий, то вибрационные нагрузки в пределах рассматриваемого графика $\sigma_{\Sigma}(t)$ считают стационарными. Полученные характеристики вибрационных нагрузок можно полагать однородными и обобщать их. В противном случае рекомендуется график $\sigma_{\Sigma}(t)$ разбить на участки и в их пределах применять рассмотренную выше процедуру.

Отдельные теоретические значения точек распределения серий представлены в таблице.

Таблица

Точки распределения серий

$2m/k$	α					
	0,99	0,975	0,95	0,05	0,025	0,01
5	2	2	3	8	9	9
10	5	6	6	15	15	16
15	9	10	11	20	21	22
20	13	14	15	26	27	28
30	21	22	24	37	39	40
40	30	31	33	48	50	51
50	38	40	42	59	61	63
100	84	86	88	113	115	117

Критерий серий является непараметрическим, знания частотного состава вибрационных нагрузок не требуется. Этот критерий рекомендуется использовать при анализе результатов первичной обработки измеренных вибрационных нагрузок, представленных графиками $\sigma_{\Sigma}(t)$. В дальнейшем при анализе и обобщении результатов полной обработки с получением спектральной плотности мощности виброускорения $W(f)$ необходимо обратить внимание на пиковые значения $W(f)$, появляющиеся на отдельных частотах. На практике их можно ошибочно отнести к узкополосным случайным вибрациям. Их влияние на обобщенные графики $W(f)$, $\sigma_w(f)$ может быть велико, что обусловит получение ложных результатов. Например, обобщаются значения $W(f_i)$ на конкретной частоте f_i . Обобщаемая совокупность

содержит 100 значений $W(f_i)$, не превышающих $0,01g^2/Гц$, и одно значение $W(f_i)$, равное $20g^2/Гц$. В итоге среднее значение $W(f_i)$ будет примерно равно $0,21g^2/Гц$, среднеквадратическое отклонение $\sigma_w(f) \approx 0,45g^2/Гц$, граничное значение $W_{гр}(f_i) \approx 0,95g^2/Гц$, т. е. все значения получены математически верно, а итоговый результат абсолютно ложный.

Такое большое значение $W_i(f)$, резко выделяющееся среди других, свидетельствует о наличии гармонических колебаний. В этом случае в обобщаемую совокупность для динамической зоны ЛА может попасть разнородная информация. Очевидно, что необходимо выделить гармонические составляющие, а обобщению подвергать характеристики только случайной вибрации.

Наличие гармонических составляющих вибрационных нагрузок устанавливаются двумя способами.

Первый способ — обработка первичной измерительной информации с переменным шагом по частоте Δf ; второй способ — получение функции автокорреляции для данной измерительной информации [7].

Чтобы выявить гармонические составляющие, проводят обработку исходной измерительной информации и получают графики спектральной плотности мощности виброускорения $W(f)$ с различной разрешающей способностью по частоте Δf_i . Рекомендуется от первоначального значения Δf_i перейти к значению $\Delta f_2 = 2\Delta f_1$.

В этом случае при наличии гармонической составляющей уровень спектральной плотности на частоте гармоника уменьшается в 2 раза. Этот факт свидетельствует о наличии гармонической составляющей в измеренной вибрационной нагрузке.

Второй способ выявления гармонической составляющей — вычисление автокорреляционной функции и плотности распределения амплитуд ускорения. На графике автокорреляционной функции четко выделяется частота гармоника с практически незатухающей амплитудой колебаний. Узкополосная случайная вибрация также имеет колебательный характер автокорреляционной функции в узкой полосе частот, но амплитуда функции затухает по времени.

Наиболее наглядным является распределение плотности вероятности амплитуд ускорения. Как указано выше, для вибрационной нагрузки (случайная плюс гармоническая составляющие) график распределения плотности вероятности имеет характерные черты обеих составляющих — чашеобразное углубление в центре распределения и максимальное отклонение от центра распределения, примерно равное 3σ .

Еще один способ проверки статистической однородности данных — применение критерия грубых ошибок [8, 9] при оценке для

графика $\sigma_{\Sigma}(t)$ резко выделяющихся членов выборки, возникающих в результате измерений.

Нулевой гипотезой H_0 в данном случае является предположение о том, что резко выделяющиеся экстремальные значения σ_{\max} (или σ_{\min}) принадлежат одной и той же совокупности, как и все остальные $n - 1$ уровней в составе графика $\sigma_{\Sigma}(t)$.

Практическая проверка нулевой гипотезы заключается в том, что значение σ_{\max} (σ_{\min}) сравнивают с некоторой критической границей. Гипотезу H_0 бракуют, если σ_{\max} превосходит эту границу, и отбрасывают данное экстремальное значение.

Критические границы выбирают так, чтобы вероятность превзойти их отвечала некоторому уровню значимости.

Верхнюю границу для σ_{\max} при заданных уровнях значимости определяют как $\sigma_{\max} = \bar{\sigma} + S q_{\alpha}$, где по выборке объемом n уровней

определяют $\bar{\sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma_i$ и $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\sigma_i - \bar{\sigma})^2}{n-1}}$, здесь q_{α} — число, отве-

чающее заданным уровням значимости α и зависящее от n .

Таким образом, если

$$\sigma_{\max} \geq \bar{\sigma} + S q_{\alpha} \text{ или } P \left(\frac{\sigma_{\max} - \bar{\sigma}}{S} \geq q_{\alpha} \right) = \alpha,$$

то результат σ_{\max} бракуют.

Если вместо σ_{\max} в качестве подозрительного результата фигурирует σ_{\min} , применяют ту же процедуру, т. е. значение σ_{\min} бракуют, если

$$\sigma_{\min} \leq \bar{\sigma} - S q_{\alpha} \text{ или } P \left(\frac{\bar{\sigma} - \sigma_{\min}}{S} \geq q_{\alpha} \right) = \alpha.$$

Это указывает, что вероятность получить для нормированных статистик значение, равное или большее q_{α} , оказывается меньше того уровня значимости α , для которого составлены специализированные таблицы. Поэтому нулевая гипотеза даже с этим же уровнем значимости должна быть отвергнута и принята альтернативная гипотеза H_1 , отбрасывающая экстремальные значения σ_{\max} и σ_{\min} с достоверностью $1 - \alpha$.

Находят оценку общего среднего по всем результатам, внесенным в матрицу наблюдений:

$$\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \bar{x}_i.$$

Рассчитывают оценку дисперсии, характеризующей рассеивание определяющего параметра (его среднего значения) при изменении уровня воздействующего фактора A (рассеивание по факторам):

$$S_A^2 = \frac{n}{k-1} \sum_{i=1}^k (\bar{x}_i - \bar{x})^2,$$

число степеней свободы $\nu_1 = k - 1$.

Вычисляют остаточную дисперсию представленной статистики, характеризующую рассеивание внутри каждой партии ряда измерений:

$$S_n^2 = \frac{1}{k(n-1)} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2,$$

при этом число степеней свободы составляет $\nu_2 = k(n - 1)$.

Вычисляют полную дисперсию статистики, отражающую общее рассеивание как внутри партии, так и вследствие изменения уровня фактора:

$$S^2 = \frac{1}{kn-1} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x})^2,$$

причем число степеней свободы $\nu = kn - 1$.

Может быть представлено основное тождество в форме арифметического разложения полного квадрата рассматриваемой статистики на составляющие, образованные вследствие рассеиваний определяющего параметра случайного процесса, которые возникают при изменении уровня действующего фактора и внутри партий изменений на каждом уровне (остаточного рассеивания):

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x})^2 = n \sum_{i=1}^k (\bar{x}_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2,$$

или

$$\nu S^2 = \nu_1 S_A^2 + \nu_2 S_n^2,$$

причем $\nu = \nu_1 + \nu_2$.

С помощью нулевых критериев проверяют адекватность построенной модели однофакторного анализа. Для выяснения вопроса о том, сказывается ли влияние учтенного в модели фактора A , существенно ли рассеивание определяющего параметра по сравнению с разбросом внутри партий измерений, устанавливают однородность дисперсий S_A^2 и S_n^2 с применением F -распределения. Для этой цели вычисляют дисперсионное отношение

$$F_{v_1v_2} = \frac{S_A^2}{S_n^2} = \frac{\frac{1}{k-1}Q_1}{\frac{1}{k(n-1)}Q_2},$$

причем в числителе учитывается систематическое расхождение между усредненными значениями \bar{x}_i и \bar{x} (выражение для них приведено выше), при возрастании расхождения числитель имеет тенденцию увеличиваться. Значит, показатель $F_{v_1v_2}$ становится тем больше, чем больше отклонения указанных средних значений рассмотренной статистики. Сравнивая дисперсию по факторам с остаточной дисперсией, по их соотношению можно судить, насколько сильно проявляется влияние учтенного фактора.

Если отношение $F_{v_1v_2} = S_A^2/S_n^2$ окажется меньше табличного $f_{v_1v_2\alpha}$, найденного по специализированным таблицам для числа степеней свободы v_1 и v_2 и уровня значимости α , то действующей признается нулевая гипотеза H_0 . Она утверждает равенство расхождений математических ожиданий двух выборок, которые получены в результате рассеивания статистики по учтенному фактору (Q_1) и остаточного рассеивания внутри выборки (Q_2). Влияние фактора A в этом случае считается незначительным. Если справедливо неравенство $S_A^2/S_n^2 \geq f_{v_1v_2\alpha}$, то влияние фактора A может быть признано существенным.

В качестве меры для оценивания активности учтенного фактора вследствие систематической изменчивости математических ожиданий двух статистических выборок (двух партий измерений, соответствующих разным показателям воздействующего фактора) может быть использована характеристика, представляемая соотношением [10, 11]

$$S_\mu^2 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = \frac{k-1}{kn} (S_A^2 - S_n^2).$$

При равенстве $S_A^2 \approx S_n^2$, свидетельствующем о том, что вся статистика, размещенная в матрице наблюдений, принадлежит одной совокупности, дисперсия средних, вызванных влиянием исследуемого фактора, стремится к нулю, т. е. $S_\mu^2 = 0$. Расхождение между усредненными значениями внутри общей партии измерений становится несущественным, поэтому учтенный фактор не влияет на образование случайного процесса.

Для оценивания адекватности рассматриваемой модели может быть использован более мощный критерий, основанный на t -распре-

делении. Здесь также сравнивается однородность двух выборок из разных партий измерений, соответствующих определенным уровням воздействующего фактора (например, наибольшему и наименьшему). В этом варианте нулевая гипотеза основана на априорном утверждении о равенстве теоретических дисперсий и математических ожиданий исследуемых выборок.

Процедура применения данного критерия следующая. Формируют интервальные оценки для математических ожиданий исследуемой статистики результатов измерений, размещенной по партиям измерений. Далее используют критерии адекватности по F -распределению и t -распределению. При этом различают два варианта интервальной оценки:

$$1) F_{v_1v_2} = \frac{S_A^2}{S_n^2}, F_{v_1v_2} < f_{v_1v_2\alpha},$$

в этом случае влияние фактора на уровни вибрации несущественно;

$$2) F_{v_1v_2} = \frac{S_A^2}{S_n^2}, F_{v_1v_2} \geq f_{v_1v_2\alpha},$$

влияние фактора на уровни вибрации существенно.

В таком случае допустимо считать, что статистика наблюдений состоит из k совокупностей, или групп, с выборочными (внутригрупповыми) средними \bar{x}_i для математических ожиданий m_{xi} , и, согласно двойному t -критерию, остается в силе требование о равенстве теоретических дисперсий указанных выборок. В качестве оценки для σ_x^2 выбирают внутригрупповую дисперсию S_n^2 ; тогда интервальные оценки для m_{xi} принимают расчетный вид:

$$\bar{x}_i - \frac{S_n}{\sqrt{n}} t_{\alpha\nu} < m_{xi} \leq \bar{x}_i + \frac{S_n}{\sqrt{n}} t_{\alpha\nu},$$

где $n_i = n$; $t_{\alpha\nu}$ — коэффициент Стьюдента; $\nu = kn - k$; α — двухсторонний уровень значимости.

По этим интервальным оценкам сравнивают абсолютные значения уровней математических ожиданий, обусловленных изменением воздействующего фактора.

Заключение. Таким образом, после получения совокупности результатов измерений вибрационных нагрузок по всем точкам, а также по режимам полета и работы силовой установки ЛА необходимо оценить однородность статистических данных, которые в дальнейшем будут подвергаться анализу и обобщению для сопоставления отчетных результатов с нормативными требованиями.

С целью получения однородной статистики, относящейся к отдельным партиям измерений для каждого уровня воздействующего

фактора, целесообразно проводить проверку на статистическую однородность с помощью представленных критериев, чтобы исключить из результатов измерений необоснованные экстремальные значения.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Белоногов О.Б. Моногармонический метод автоинтегрирования с локальным осреднением коэффициентов Фурье для расчета частотных характеристик динамических объектов и систем управления ракетами. *Вестник ФГУП НПО им. С.А. Лавочкина*, 2013, № 4, с. 53–56.
- [2] Джонсон Н., Лион Ф. *Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных*. Москва, Мир, 1980, 610 с.
- [3] Клячкин В.Н. Многомерный статистический контроль в условиях нарушения нормальности распределения показателей. *Известия высших учебных заведений. Машиностроение*, 2003, № 5, с. 10–14.
- [4] Воеводин А.А. Применение статистического анализа для обработки телеметрической информации. *Вестник ФГУП НПО им. С.А. Лавочкина*, 2012, № 5, с. 59–61.
- [5] Макарихин К.Б., Поляков А.А., Скрипкин М.Г., Ушаков Н.В. Система приема и обработки телеметрической информации, система контроля технологических параметров. *Вестник ФГУП НПО им. С.А. Лавочкина*, 2014, № 1, с. 59–63.
- [6] Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. *Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных*. Москва, Финансы и статистика, 1983, 471 с.
- [7] Тушев О.Н., Маркианов А.В. Анализ влияния высокочастотных случайных вибраций на нелинейную модель конструкции. *Известия высших учебных заведений. Машиностроение*, 2016, № 10 (679), с. 32–38.
- [8] Степнов М.Н. *Статистические методы обработки результатов механических испытаний*. Москва, Машиностроение, 1985, 232 с.
- [9] Явленский К.Н., Явленский А.К. *Вибродиагностика и прогнозирование качества механических систем*. Ленинград, Машиностроение, 1983, 239 с.
- [10] Чухлебов Р.В., Лошкарев А.Н., Сидоренко А.С., Дмитриев В.Г. Экспериментальное исследование вибрации конструкции авиационного изделия при действии полетных нагрузок. *Вестник Московского авиационного института*, 2017, т. 24, № 3, с. 51–59.
- [11] Титов В.А. Особенности анализа нагружения ракетно-космических конструкций по результатам обработки телеметрической информации. *Труды МАИ*, 2017, № 93, с. 8.

Статья поступила в редакцию 30.03.2018

Ссылку на эту статью просим оформлять следующим образом:

Маслов Г.А., Митенков В.Б., Воронков Р.В., Заговорчев В.А. Методика определения однородности сигналов при измерении динамических процессов. *Инженерный журнал: наука и инновации*, 2018, вып. 11.

<http://dx.doi.org/10.18698/2308-6033-2018-11-1822>

Статья подготовлена по материалам доклада, представленного на XLII Академических чтениях по космонавтике, посвященных памяти академика С.П. Королёва и других выдающихся отечественных ученых — пионеров освоения космического пространства, Москва, 23–26 января 2018 года

Маслов Георгий Александрович — канд. техн. наук, начальник отдела прочностных испытаний, дипломированный инженер-испытатель (МАИ, 2011). Исследования в области организации и проведения испытаний авиационной техники.
e-mail: georgiymaslov@gmail.com

Митенков Виктор Борисович — начальник лаборатории виброакустических исследований. Исследования в области статистики и теории управленческих решений.

Воронков Ростислав Викторович — и.о. заместителя начальника отделения ФГУП «ЦАГИ». Исследования в области организации и проведения испытаний авиационной техники.

Заговорчев Владимир Александрович — канд. техн. наук, доцент кафедры 610, дипломированный инженер-испытатель (МАИ, 2011). Исследования в области проектирования и отработке грунтовых реактивных аппаратов.
e-mail: zagovorchev@mai.ru

Method for determining signal homogeneity when measuring dynamic processes

© G.A. Maslov¹, V.B. Mitenkov², R.V. Voronkov³, V.A. Zagovorchev⁴

¹ Irkut Corporation, Moscow, 125315, Russia

² Joint-Stock Company “Gromov Flight Research Institute”, Zhukovsky town,
Moscow Region, 140180, Russia

³ The Central Aerohydrodynamic Institute named after N.E. Zhukovsky (TsAGI),
Zhukovsky town, Moscow Region, 140180, Russia

⁴ Moscow Aviation Institute (MAI), Moscow, 125993, Russia

The paper focuses on the analysis of the results of measuring vibration loads, the results being obtained by known methods of statistical processing of measurements of random processes. We used criteria for homogeneity of mass statistics to select homogeneous populations of experimental data. We found that the homogeneity of statistics should be evaluated after obtaining the results of measurements of vibration loads at all points, flight modes and operation of the aircraft power unit. The homogeneity of the vibration loads measured hence characterizes the stability of specific vibration sources. From the measurement results obtained, harmonic components are distinguished, and the characteristics of only random vibration are generalized. We propose that the criteria based on the representation of generalized characteristics should be implemented into practice. Findings of the research show that it is necessary to test for statistical homogeneity in order to exclude unreasonable extreme values from the measurement results.

Keywords: vibration, statistics, homogeneity, criteria, measurements

REFERENCES

- [1] Belonogov O.B. *Vestnik “NPO im. S.A. Lavochkina” (Lavochkin Association Bulletin)*, 2013, no. 4, pp. 53–56.
- [2] Johnson N., Leone F. *Statistics and Experimental Design in Engineering and the Physical Sciences*. 2nd ed. New York – London – Sydney and Toronto, Wiley, 1977, 606 p. [In Russ.: Johnson N., Leone F. *Statistika i planirovanie ehksperimenta v tekhnike i nauke. Metody obrabotki dannykh*. Moscow, Mir Publ., 1980, 610 p.].
- [3] Klyachkin V.N. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie — Proceedings of Higher Educational Institutions. Machine Building*, 2003, no. 5, pp. 10–14.
- [4] Voevodin A.A. *Vestnik “NPO im. S.A. Lavochkina” (Lavochkin Association Bulletin)*, 2012, no. 5, pp. 59–61.
- [5] Makarikhin K.B., Polyakov A.A., Skripkin M.G., Ushakov N.V. *Vestnik “NPO im. S.A. Lavochkina” (Lavochkin Association Bulletin)*, 2014, no. 1, pp. 59–63.
- [6] Ayvazyan S.A., Enyukov I.S., Meshalkin L.D. *Prikladnaya statistika: Osnovy modelirovaniya i pervichnaya obrabotka dannykh* [Applied statistics: fundamentals of modeling and primary data processing]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 1983, 471 p.
- [7] Tushev O.N., Markianov A.V. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie — Proceedings of Higher Educational Institutions. Machine Building*, 2016, no. 10 (679), pp. 32–38.
- [8] Stepnov M.N. *Statisticheskie metody obrabotki rezultatov mekhanicheskikh ispytaniy* [Statistical methods of processing mechanical test results]. Moscow, Mashinostroenie Publ., 1985, 232 p.

- [9] Yavlenskiy K.N., Yavlenskiy A.K. *Vibrodiagnostika i prognozirovanie kachestva mekhanicheskikh sistem* [Vibration diagnostics and quality prediction of mechanical systems]. Leningrad, Mashinostroenie Publ., 1983, 239 p.
- [10] Chukhlebov R.V., Loshkarev A.N., Sidorenko A.S., Dmitriev V.G. *Vestnik Moskovskogo aviatsionnogo instituta — Aerospace MAI Journal*, 2017, vol. 24, no. 3. pp. 51–59.
- [11] Titov V.A. *Trudy MAI (MAI Proceedings)*, 2017, no. 93, pp. 8. Available at: <http://trudymai.ru/published.php?ID=80275>

Maslov G.A., Cand. Sc. (Eng.), Head of Strength Testing Department, certified test engineer, Moscow Aviation Institute (MAI). Research interests: aircraft testing.
e-mail: georgiymaslov@gmail.com

Mitenkov V.B., Head of the Laboratory for Vibro-Acoustic Research. Research interests: statistics and theory of management decisions.

Voronkov R.V., Acting Deputy Head of Department, the Central Aerohydrodynamic Institute named after N.E. Zhukovsky (TsAGI). Research interests: aircraft testing.

Zagovorchev V.A., Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Professor, Department 610, certified test engineer Moscow Aviation Institute (MAI). Research interests: design and final adjustment of subterranean jet sets. e-mail: zagovorchev@mai.ru