УДК 624.074.432(539.374)

С.А. Пименов

КОНЦЕПЦИЯ ПОСТРОЕНИЯ АЛГОРИТМОВ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ КОНСТРУКЦИЙ НА ОСНОВЕ ЛИНЕАРИЗАЦИИ ФУНКЦИИ МНОГИХ СЛУЧАЙНЫХ АРГУМЕНТОВ

Всероссийский научно-исследовательский институт экспериментальной физики – Российский федеральный ядерный центр
Научно-исследовательский институт измерительных систем им. Ю.Е. Седакова

Рассматриваются методы оценки вероятности безотказной работы конструкций. Приведена концепция построения алгоритмов оценки вероятности безотказной работы конструкций на основе линеаризации функции многих случайных аргументов. Определяющие параметры (случайные аргументы) могут быть независимы или иметь корреляционные связи. Исходя из этого, построены два базовых алгоритма: алгоритм для определения вероятности безотказной работы конструкции в случае отсутствия корреляции определяющих параметров; алгоритм для определения вероятности безотказной работы конструкции в случае корреляции определяющих параметров.

В основе предлагаемых алгоритмов лежит модель «нагрузка – несущая способность», учитывающая: стохастичность механических свойств материалов конструкции; случайность геометрических характеристик; нагрузки вероятностного характера. Предложенные алгоритмы оценки вероятности безотказной работы применимы для любого рода конструкций и независимо от физического аспекта инженерного анализа. Основное условие – нормальное распределение нагрузки и несущей способности.

Ключевые слова: вероятность безотказной работы, нагрузка, несущая способность, линеаризация.

Введение

Инженерный расчет конструкции проводится с целью получения гарантии того, что за время эксплуатации не наступит ни одно из недопустимых предельных состояний (отказов). Под предельным состоянием здесь понимается предельное состояние по прочности.

Рассмотрим некоторую абстрактную конструкцию (например, консольная балка длиной L с прямоугольным сечением шириной b, высотой h), нагруженную сосредоточенной силой F. Расчетная прочность в классической постановке сводится к определению уровня напряжений σ в опасной точке конструкции и дальнейшему сравнению его с допускаемыми напряжениями $[\sigma]$, полученными на базе основных механических характеристик материала с учетом коэффициента запаса прочности. Уровень напряжений σ есть функция основных определяющих параметров. Для случая консольной балки $\sigma = f(F, L, b, h)$, при этом $\sigma \le [\sigma]$.

В общем случае, согласно (1), условие прочности или условие безотказной работы конструкции можно записать в виде:

$$Q \le R \tag{1}$$

где Q – нагрузка, действующая на конструкцию, усилие в элементах конструкции, напряжения; R – несущая способность, выраженная в тех же единицах, что и величина нагрузки.

Нагрузка и несущая способность являются изменчивыми случайными величинами, законы распределения которых можно установить, систематически накапливая и изучая опытные факты, реализующиеся в однородных условиях. Характер этой изменчивости таков, что в большинстве случаев не существует вполне определенного и имеющего практический смысл верхнего предела для нагрузок, равно как и нижнего предела для несущей способности. Поэтому условие (1) не может быть заменено условием (2):

$$Q_{max} \le R_{min}. \tag{2}$$

Абсолютное требование выполнения неравенства (1) лишено смысла. Можно лишь поставить условие, чтобы в течение срока службы конструкции это требование было выполнено с той или иной вероятностью, достаточно близкой к единице. Таким образом, инженерные расчеты на прочность следует трактовать с вероятностной точки зрения. Исходя из этого, рассмотрим метод оценки вероятности безотказной работы конструкции.

Общий подход на основе линеаризации аналитических функций

Запишем условие прочности в виде (3):

$$\psi = R - Q > 0. \tag{3}$$

Функцию ψ принято называть функцией неразрушимости. Значения ψ являются случайными ввиду того, что значения R и Q также случайны. Необходимо отметить, что в общем случае как Q, так и R могут иметь различные законы распределения (нормальный, логарифмически нормальный, Релея, Вейбулла, экспоненциальный и др.) Поэтому и функция ψ в каждом конкретном случае также будет иметь различные законы распределения. Для случая нормального распределения R и Q функция ψ также распределена по нормальному закону (рис. 1), так как является линейной их комбинацией [2].

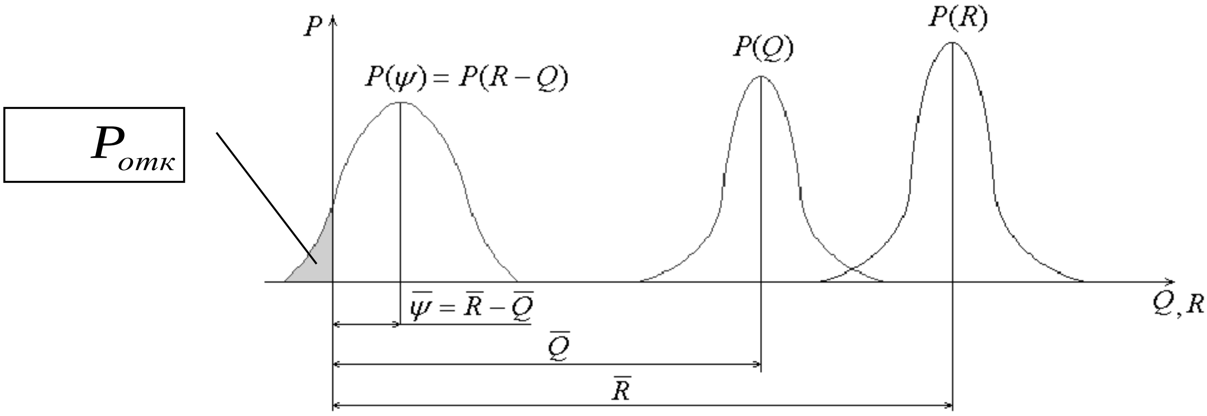

Рис. 1. Распределение функции неразрушимости и вероятность отказа

Также запишем выражение для определения вероятности безотказной работы конструкции (4):

$$N = 1 - P_{отк} \tag{4}$$

Величина $P_{отк} = P(\psi \leq 0) = \int\limits_{-\infty}^{0} p(\psi) d\psi$ есть вероятность разрушения (отказа) конструкции (рис. 1). Если параметры нагрузки и прочности не коррелированы между собой и распределены по нормальному закону, то для квантили $U_{P_{отк}}$ и вероятности отказа $P_{отк}$ получаем выражения (5):

$$U_{P_{отк}} = \frac{\overline{R} - \overline{Q}}{\sqrt{S_R^2 + S_Q^2}} = \frac{\eta - 1}{\sqrt{\eta^2 \nu_R^2 + \nu_Q^2}}, \; P_{отк} = \frac{1}{2} - \Phi(U_{P_{отк}}). \tag{5}$$

В выражениях (5):

$\Phi(U_{P_{отк}}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{0}^{U_{P_{отк}}} e^{\frac{-t^2}{2}} dt$ – нормированная функция [2,3];

$S_{\psi} = \sqrt{S_R^2 + S_Q^2}$ – среднее квадратичное значение ψ;

$\overline{\psi} = \overline{R} - \overline{Q}$ – среднее значение ψ;

S_R, S_Q – среднеквадратичные отклонения *R*и *Q* соответственно;

$\eta = \frac{\overline{R}}{\overline{Q}}$ – условный коэффициент запаса;

$\nu_R = \frac{S_R}{\overline{R}}$ – коэффициент вариации несущей способности;

$\nu_Q = \frac{S_Q}{\overline{Q}}$ – коэффициент вариации нагрузки.

Тогда для определения вероятности безотказной работы конструкции *N* получаем выражение (6):

$$N = \frac{1}{2} + \Phi(U_{P_{отк}}). \tag{6}$$

Вернемся к рассмотренной ранее конструкции (консольная балка), безотказная работа которой, с вероятностной точки зрения, может быть представлена системой пяти случайных величин: $F, L, b, h, [\sigma]$. Здесь в качестве случайных величин выступают определяющие параметры конструкции, часть которых является аргументами функции *R*, а часть аргументами функции *Q*. В общем случае имеется система n случайных величин: (a_1, a_2, ..., a_n). Путем статистической обработки вариационных рядов определяющих параметров a_1, a_2, ..., a_n могут быть получены характеристики такой системы: математические ожидания $\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n$ и корреляционная матрица:

$$\left\| K_{i,j} \right\| = \left\| \begin{matrix} K_{11} & K_{12} & ... & K_{1n} \\ & K_{22} & ... & K_{2n} \\ & & ... & \\ & & & K_{nn} \end{matrix} \right\|.$$

Пусть величина ψ есть функция случайных аргументов a_1, a_2, ... , a_n (7):

$$\psi = \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right). \tag{7}$$

При этом функция ψ не линейна, но мало отличается от линейной в области практически возможных значений всех аргументов. Следует заметить, что для большинства конструкций это справедливо [1]. Поэтому найдем характеристики величины ψ, применяя метод линеаризации [2,3].

Рассмотрим функцию $\psi = \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)$ в достаточно малой окрестности точки $\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n$ (в окрестности математических ожиданий определяющих параметров конструкции). Поскольку функция в этой окрестности почти линейна, то ее можно приближенно заменить линейной. Это равносильно тому, чтобы в разложении функции в ряд Тейлора около точки $\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n$ сохранить только члены первого порядка, а все высшие отбросить (8):

$$\psi = \psi(a_1, a_2, ..., a_n) \approx \psi(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n) + \sum_{i=1}^{n} \psi'_{a_i}(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n)(a_i - \overline{a}_i). \tag{8}$$

Тогда среднее значение $\overline{\psi}$ и дисперсия S_ψ^2 определяются следующим образом (9):

$$\overline{\psi} \cong \psi\left(\overline{a_1}, \overline{a_2}, ..., \overline{a_i}, ..., \overline{a_n}\right); \; S_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}^2 S_{a_i}^2 + \\ +2\sum_{i<j}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_j, ..., a_n\right)}{\partial a_j}\right]_{\overline{a_j}} k_{ij} S_{a_i} S_{a_j}. \tag{9}$$

В случае, когда определяющие параметры конструкции a_i не коррелированны (k_{ij}=0 при $i \neq j$), выражение для дисперсия S_ψ^2 примет вид (10):

$$S_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}^2 S_{a_i}^2, \tag{10}$$

а коэффициент вариации v_φ определяется следующим образом (11):

$$v_\psi^2 = \left(\frac{S_\phi}{\overline{\psi}}\right)^2 = \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}^2 \frac{S_{a_i}^2}{\overline{\psi}^2} \cdot \frac{\overline{a}_i^2}{\overline{a}_i^2}. \tag{11}$$

Далее введем следующие обозначения:

$v_{a_i} = \dfrac{S_{a_i}}{\overline{a_i}}$ – коэффициент вариации i-го определяющего параметра;

$\lambda_i^2 = \left[\dfrac{\partial\varphi(a_1, a_2, ... a_i, ... a_n)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}^2 \dfrac{\overline{a}_i^2}{\overline{\varphi}^2}$ – коэффициент влияния i-го определяющего параметра.

Согласно введенным обозначениям, запишем (11) в следующем виде (12):

$$v_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n}\lambda_i^2 v_{a_i}^2 . \tag{12}$$

В обозначениях и терминах нагрузки Q, несущей способности R, определяющих параметров соответственно q_j и r_i запишем:

$$U_{P_{отк}} = \frac{\eta - 1}{\sqrt{\eta^2 v_R^2 + v_Q^2}}; \; v_R^2 = \sum_{j=1}^{m}\lambda_{jr}^2 v_{rj}^2; \; v_Q^2 = \sum_{i=1}^{n}\lambda_{iq}^2 v_{qi}^2; \\ \lambda_{jr}^2 = \left[\frac{\partial R(r_1, r_2, ... r_j, ... r_m)}{\partial r_j}\right]_{\overline{r_j}}^2 \frac{\overline{r}_j^2}{\overline{R}^2}; \; \lambda_{iq}^2 = \left[\frac{\partial Q(q_1, q_2, ... q_i, ... q_n)}{\partial q_i}\right]_{\overline{q_i}}^2 \frac{\overline{q}_i^2}{\overline{Q}^2}, \tag{13}$$

где $\lambda_{jr}, \lambda_{iq}$, – коэффициенты влияния определяющих параметров; v_{ri}, v_{qi} – коэффициенты вариации определяющих параметров.

Построение алгоритмов оценки вероятности безотказной работы конструкций

Таким образом, с учетом изложенного выше, можно построить общую блок-схему определения вероятности безотказной работы конструкции в случае отсутствия корреляции определяющих параметров (рис. 2).

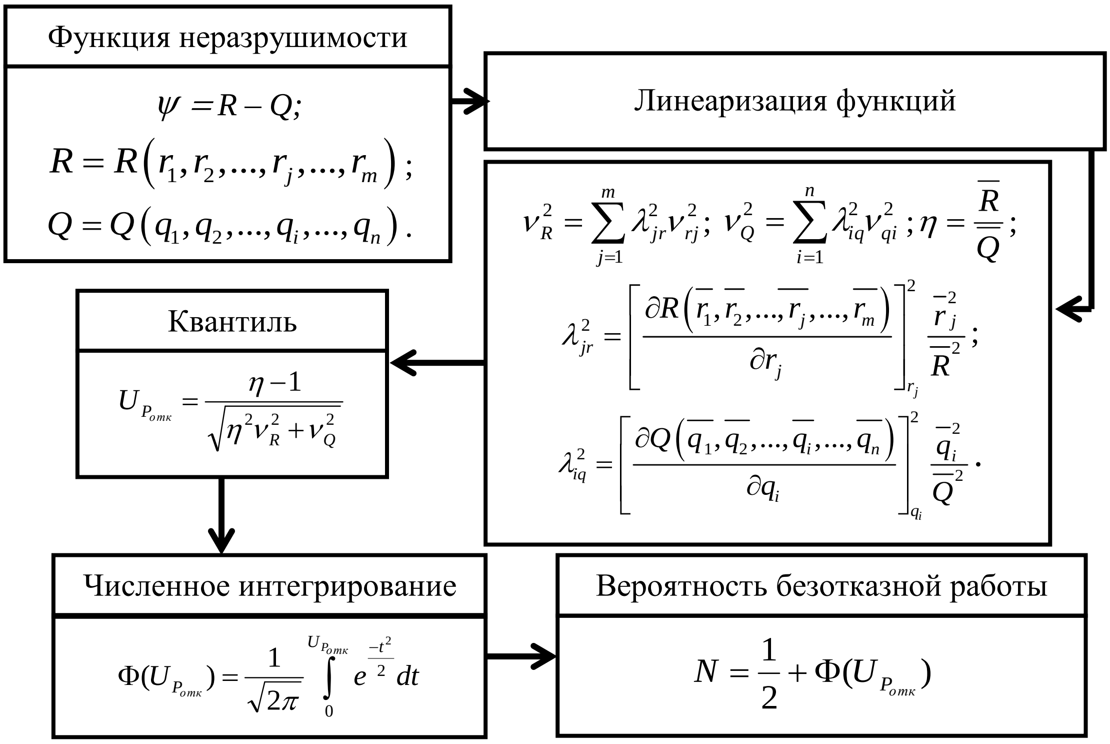

Рис. 2. Определение вероятности безотказной работы конструкции в случае отсутствия корреляции определяющих параметров

Рассмотрим частный случай, когда имеет место корреляция двух определяющих параметров. Обозначим эти параметры как $a_{i+1} = \Delta$ и $a_{i+2} = C$, а коэффициент корреляции этих параметров $k_{\Delta C}$. С учетом введенных обозначений и допущений выражение для дисперсии S_ψ^2 примет вид (14):

$$S_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a}_i}^2 S_{a_i}^2 + \\ +2\left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial \Delta}\right]_{\overline{\Delta}} \left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial C}\right]_{\overline{C}} S_\Delta S_C k_{\Delta C}. \tag{14}$$

Тогда коэффициент вариации ν_ψ определяется следующим образом (15):

$$\nu_\psi^2 = \left(\frac{S_\phi}{\overline{\psi}}\right)^2 = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a}_i}^2 \frac{S_{a_i}^2}{\overline{\psi}^2} \cdot \frac{\overline{a}_i^2}{\overline{a}_i^2} + \\ +2\left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial \Delta}\right]_{\overline{\Delta}} \left[\frac{\partial \psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial C}\right]_{\overline{C}} \cdot \frac{S_\Delta}{\overline{\psi}} \cdot \frac{\overline{\Delta}}{\overline{\Delta}} \cdot \frac{S_C}{\overline{\psi}} \cdot \frac{\overline{C}}{\overline{C}} k_{\Delta C}. \tag{15}$$

Введем следующие обозначения:

$\nu_\Delta = \dfrac{S_\Delta}{\overline{\Delta}}$, $\nu_C = \dfrac{S_C}{\overline{C}}$ – коэффициенты вариации определяющих параметров *Δ* и *C* соответственно;

$\lambda_\Delta = \left[\dfrac{\partial\varphi(a_1, a_2,...a_i, a_{i+1}, a_{i+2},...a_n)}{\partial\Delta}\right]_{\overline{\Delta}} \dfrac{\overline{\Delta}}{\overline{\varphi}}$ – коэффициент влияния определяющего параметра *Δ*;

$\lambda_C = \left[\dfrac{\partial\varphi(a_1, a_2,...a_i, a_{i+1}, a_{i+2},...a_n)}{\partial C}\right]_{\overline{C}} \dfrac{\overline{C}}{\overline{\varphi}}$ – коэффициент влияния определяющего параметра *C*.

Согласно введенным обозначениям запишем (15) в следующем виде (16):

$$\nu_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^2 \nu_{a_i}^2 + 2\lambda_\Delta\lambda_c\nu_\Delta\nu_c k_{\Delta C}. \tag{16}$$

В общем случае выражение (16) примет вид (17):

$$\nu_\psi^2 = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^2 \nu_{a_i}^2 + 2\sum_{i<j} \lambda_i\lambda_j\nu_{a_i}\nu_{a_j} k_{ij}, \tag{17}$$

где

$k_{ij} = \dfrac{\sum_{\gamma=1}^{x}(a_{i_\gamma} - \overline{a}_i)(a_{j_\gamma} - \overline{a}_j)}{\sqrt{\sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{i_\gamma} - \overline{a}_i\right)^2 \sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{j_\gamma} - \overline{a}_j\right)^2}}$ – коэффициент корреляции параметров a_i, a_j;

x – объем выборки.

Аналогично (13) запишем выражения для нагрузки *Q*, несущей способности *R* и определяющих параметров соответственно q_j , r_i с учетом корреляции (18):

$$\nu_R^2 = \sum_{j=1}^{m} \lambda_{jr}^2 \nu_{rj}^2 + 2\sum_{j<z} \lambda_{jr}\lambda_{zr}\nu_{rj}\nu_{rz} k_{jz};$$

$$\nu_Q^2 = \sum_{i=1}^{n} \lambda_{iq}^2 \nu_{qi}^2 + 2\sum_{i<z} \lambda_{iq}\lambda_{zq}\nu_{qi}\nu_{qz} k_{iz};$$

$$k_{jz} = \frac{\sum_{\gamma=1}^{x}(a_{j_\gamma} - \overline{a}_j)(a_{z_\gamma} - \overline{a}_z)}{\sqrt{\sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{j_\gamma} - \overline{a}_j\right)^2 \sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{z_\gamma} - \overline{a}_z\right)^2}}; \quad k_{iz} = \frac{\sum_{\gamma=1}^{x}(a_{i_\gamma} - \overline{a}_i)(a_{z_\gamma} - \overline{a}_z)}{\sqrt{\sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{i_\gamma} - \overline{a}_i\right)^2 \sum_{\gamma=1}^{x}\left(a_{z_\gamma} - \overline{a}_z\right)^2}}; \tag{18}$$

$$\lambda_{jr}^2 = \left[\frac{\partial R(r_1, r_2,...r_j,...r_m)}{\partial r_j}\right]_{\overline{r}_j}^2 \frac{\overline{r}_j^{\,2}}{\overline{R}^2}; \quad \lambda_{iq}^2 = \left[\frac{\partial Q(q_1, q_2,...q_i,...q_n)}{\partial q_i}\right]_{\overline{q}_i}^2 \frac{\overline{q}_i^{\,2}}{\overline{Q}^2},$$

По аналогии с рис. 2 построим общую блок-схему определения вероятности безотказной работы конструкции в случае корреляции определяющих параметров (рис. 3).

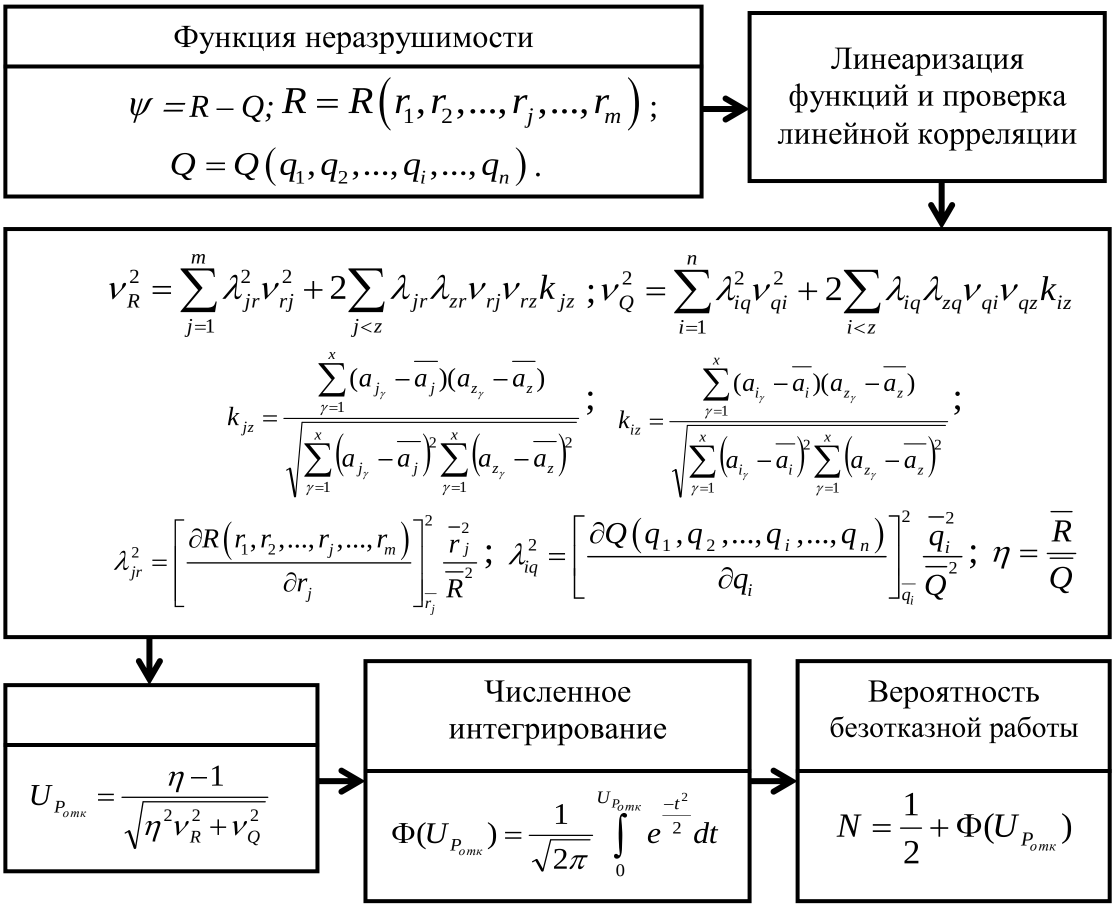

Рис. 3. Определение вероятности безотказной работы конструкции в случае корреляции определяющих параметров

О погрешности линеаризации

В целях уточнения результата можно при разложении функции неразрушимости в ряд Тейлора в окрестности математических ожиданий определяющих параметров конструкции сохранить члены второго порядка (19):

$$\psi = \phi(a_1, a_2, ..., a_n) \approx \psi(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n) + \sum_{i=1}^{n} \psi'_{a_i}(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n)(a_i - \overline{a}_i) +$$
$$+ \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \psi''_{a_i}(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n)(a_i - \overline{a}_i)^2 + \sum_{i<j} \psi'_{a_i}(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n)\, \psi'_{a_j}(\overline{a}_1, \overline{a}_2, ..., \overline{a}_n) \times \quad (19)$$
$$\times (a_i - \overline{a}_i)(a_j - \overline{a}_j).$$

В этом случае, когда определяющие параметры конструкции a_i имеют нормальное распределение и не коррелированы (k_{ij}=0 при $i \neq j$), выражения для среднего значения $\overline{\psi}$ и дисперсии S_ψ^2 изменяют вид (20):

$$\overline{\psi} \cong \psi\left(\overline{a_1}, \overline{a_2}, ..., \overline{a_i}, ..., \overline{a_n}\right) + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial^2\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i^2}\right]_{\overline{a_i}} S_{a_i}^2;$$

$$S_{\psi}^2 = \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, a_{i+1}, a_{i+2}, ..., a_n\right)}{\partial a_i}\right]_{\overline{a_i}}^2 S_{a_i}^2 + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial^2\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i^2}\right]_{\overline{a_i}} S_{a_i}^2 + \tag{20}$$

$$+\sum_{i<j}\left[\frac{\partial^2\psi\left(a_1, a_2, ..., a_i, ..., a_n\right)}{\partial a_i \partial a_j}\right]_{\overline{a_{ij}}} S_{a_i} S_{a_j}.$$

Сопоставляя расчеты по выражениям (20) и по (10), можно оценить погрешность линеаризации. Последние два члена в выражении для дисперсии (20) представляют собой поправку на нелинейность и могут служить для оценки точности метода линеаризации при вычислении дисперсии.

Определение корреляционных связей

При решении практических задач необходимо выяснить существование корреляционных связей между определяющими параметрами конструкции и, исходя из этого, выбрать соответствующий расчетный алгоритм (рис. 2,3).

Таким образом, следует определить, существенно ли отличается от нуля рассчитанный по ряду измерений объема x эмпирический коэффициент корреляции k_{ij} или, иными словами, взята ли выборка из двумерной нормально распределенной генеральной совокупности с коэффициентом корреляции равным нулю, что позволяет сделать вывод о независимости случайных величин a_i, a_j.

Проверим следующую статистическую гипотезу H_o: $k_{ij}=0$. Опровержение гипотезы H_o означает, что между определяющими параметрами a_i, a_j существует корреляционная зависимость. В данном случае выборочная функция имеет вид (21):

$$T = K_{ij}\frac{\sqrt{x-2}}{\sqrt{1-K_{ij}^2}}, \tag{21}$$

с реализацией (22):

$$t = k_{ij}\frac{\sqrt{x-2}}{\sqrt{1-k_{ij}^2}}, \tag{22}$$

Выборочная функция T удовлетворяет распределению Стьюдента с $K = n-2$ степенями свободы. Критическое значение статистики $t_{\alpha,k}$ распределения Стьюдента определяют по таблице справочника [3].

Если окажется, что $|t| \geq t_{\alpha,k}$, то эмпирический коэффициент корреляции k_{ij} существенно отличен от нуля. В этом случае можно принять, что случайные величины a_i, a_j являются зависимыми.

Если $|t| < t_{\alpha,k}$, то отклонения эмпирического коэффициента корреляции k_{ij} от нуля носят случайный характер (за счет объема выборки). В этом случае можно принять, что случайные величины a_i, a_j являются независимыми и $k_{ij}=0$.

Заключение

В настоящей статье изложена концепция построения алгоритмов оценки вероятности безотказной работы конструкций. В основе лежит модель, учитывающая: стохастичность механических свойств материалов конструкции; случайность геометрических характеристик; нагрузки вероятностного характера.

Предложенные алгоритмы оценки вероятности безотказной работы применимы для любого рода металлических конструкций при условии нормального распределения нагрузки и несущей способности.

Библиографический список

1. **Болотин, В.В.** Статистические методы в строительной механике / В.В. Болотин. – М.: Стройиздат, 1965, – 279 с.
2. **Вентцель, Е.С.** Теория вероятностей / Е.С. Вентцель. – М.: Наука, 1969, – 576 с.
3. **Бронштейн, И.Н.** Справочник по математике для инженеров и учащихся втузов / И.Н. Бронштейн, К.А. Семендяев. – М.: Наука, 1966, – 608 с.

Дата поступления
в редакцию: 04.04.2019

S.A. Pimenov

THE CONCEPT OF BUILDING ALGORITHMS FOR ASSESSMENT OF RELIABILITY OF DESIGNS ON THE BASIS OF LINEARIZATION OF FUNCTION OF MANY RANDOM ARGUMENTS

Russian Federal Nuclear Center – All-Russian Research Institute of Experimental Physics
Research Institute of Measuring Systems n.a. Yu.Ye. Sedakov

Purpose: Reliability assessment methods for designs are considered. The concept of creation of algorithms for assessment of reliability for designs is provided on the basis of linearization of function of many random arguments. The defining parameters (casual arguments) can be independent or have correlation communications. Proceeding from it two basic algorithms are constructed: algorithm for determination of reliability of a design in case of lack of correlation of the defining parameters; algorithm for determination of reliability of a design in case of correlation of the defining parameters.
Methodology/approach: The «loading-bearing strength» model considering is the cornerstone of the offered algorithms: stochasticity of mechanical properties of materials of a design; stochasticity of geometrical characteristics; loadings of probabilistic character.
Findings: The offered algorithms of assessment of reliability are applicable for any sort of designs and irrespective of physical aspect in the engineering analysis. The main condition - a condition of normal distribution for load and bearing strength.

Key words: reliability, load, bearing strength, linearization.