

АНАЛИЗ ВЕРОЯТНОСТИ ОТКАЗА КОНСТРУКЦИИ НА ОСНОВЕ ПРИБЛИЖЕНИЯ ХВОСТОВЫХ ЧАСТЕЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН НАГРУЗКИ И СОПРОТИВЛЕНИЯ

С.С. Дереченник, Н.Н. Мешечек

Брестский государственный технический университет, Брест, Беларусь,
ssderechennik@gmail.com, meshechek88@gmail.com

The article discusses the analysis of the reliability of the structure, which is performed on the example of the calculation of a compressed reinforced concrete column, in which the state of the column X is determined as the difference between its compression resistance R and the external compressive load E . Three calculation methods are considered: the semi-probabilistic method, probabilistic-statistical modeling, and solving the problem of analyzing the state function not in the entire domain of its definition, but only for the condition $X=R-E<0$ that corresponds to the overlap interval of the functions $g(E)$ and $g(R)$.

Анализ проблемы анализа надежности конструкции выполним на типовом примере расчета сжатой железобетонной колонны, в котором состояние колонны X определяется как разность ее сопротивления сжатию R и внешней сжимающей нагрузки E (с учетом ошибок k_R и k_E модели сопротивления и модели нагрузки, соответственно) [1]:

$$X = k_R \times R - k_E \times E = k_R (bh \times f_c + \rho \times bh \times f_y) - k_E (G + Q_{50}) \quad (1)$$

где b и h – соответственно, ширина и высота поперечного сечения колонны, м;
 f_c и f_y – прочность на сжатие, соответственно, бетона и металла арматуры, Па;
 ρ – коэффициент армирования колонны;

G – величина постоянной нагрузки на колонну, Н;

Q_{50} – величина наибольшей, за период 50 лет, переменной нагрузки на колонну, Н.

Все входящие в (1) переменные (за исключением коэффициента армирования) являются непрерывными случайными величинами, поэтому состояние колонны – также непрерывная случайная величина с некоторым распределением $g_X(X)$, тогда вероятность отказа (разрушения) колонны за установленный период:

$$P_f(t = 50 \text{ лет}) = \Pr \{ X \leq 0 \} = \int_{-\infty}^0 g_X(X) dX. \quad (2)$$

Расчетные значения внешней сжимающей нагрузки E и сопротивление сжатию R , полученные полувероятностным методом получились следующие:

$$Ed = Gk \times \gamma G + Qk \times \gamma Q = 4950 \text{ кН},$$

$$Rd = bh \times f_{ck} / \gamma_c + \rho \times bh \times f_{sk} / \gamma_s = 5540 \text{ кН}.$$

Делаем вывод, что полувероятностный расчет обеспечил (даже с запасом) условие $R_d > E_d$.

Для данного примера железобетонной конструкции было выполнено вероятностно-статистическое моделирование (использовался метод Монте-Карло с 10^8 случайными наборами данных). На рисунке 1 приведены функции распределения нагрузки и сопротивления, а также функции состояния конструкции.

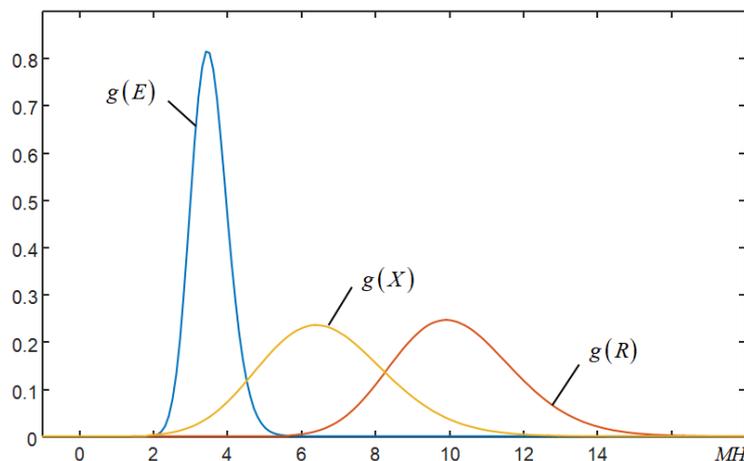


Рисунок 1 — Вероятностные распределения случайных нагрузки E , прочности R и функции $X=R-E$ состояния конструкции, полученные статистическим моделированием

По результатам вероятностно-статистического моделирования получены следующие параметры (средние значения и среднеквадратические отклонения) случайных величин нагрузки и сопротивления: $\mu_E=3,54$ МН, $\sigma_E=0,49$ МН, $\mu_R=10,20$ МН, $\sigma_R=1,65$ МН. Для заданного индекса надежности $\beta=3,8$ и коэффициентов $\alpha_E=0,7$ и $\alpha_R=0,8$, также с запасом выполняется условие:

$$(\mu_E + \alpha_E \beta \times \sigma_E = 4840 \text{ кН}) < (\mu_R - \alpha_R \beta \times \sigma_R = 5180 \text{ кН}).$$

Фактически полученный индекс надежности при этом составил $\beta = \mu_X / \sigma_X = 6,66 / 1,72 = 3,87$, что почти соответствует заданному (расчетному) значению $\beta = 3,8$. Точнее, существует некоторый запас функции состояния, равный $(3,87 - 3,80) \times 1,72 = 120$ кН, однако итоговая величина вероятности отказа по условию (2) фактически составила $P_f = 2,18 \times 10^{-6}$, что значительно ниже целевого значения $P_f^* = 10^{-4}$.

Причинами указанного несоответствия являются:

- указанные выше запасы по несущей способности конструкции: 716 кН для полувероятностного расчета, 340 кН для вероятно-статистического моделирования;

- существенное отличие распределений $g(E)$ и $g(R)$, а, следовательно, и $g(X)$, от нормального.

Предлагаемый путь преодоления названных проблем – решение задачи анализа функции состояния не во всей области ее определения, а лишь для условия $X = R - E < 0$, что соответствует интервалу перекрытия функций $g(E)$ и $g(R)$. На рисунке 2 приведен увеличенный фрагмент дифференциальных вероятностных распределений случайных величин нагрузки и сопротивления, а также кумулянта $S_E = 1 - G(E)$ интегральной функции вероятности нагрузки, соответствующей

щие рассматриваемому примеру. Дополнительно, на этом рисунке представлено распределение условной вероятности $g(R/X < 0)$, которое соответствует условию отказа (таким комбинациям нагрузки и сопротивления, что $E > R$). Поскольку данное распределение является парциальным (частью) от распределения двух случайных величин E и R (т.е. всех возможных комбинаций нагрузки и сопротивления), оно не является нормированным, а для наглядности оно представлено в существенно увеличенном масштабе в другой (правой) шкале ординат. Обратим внимание на положение максимума (моды) вероятностной функции $g(R/X < 0)$, которое составляет примерно 4,5...4,6 МН.

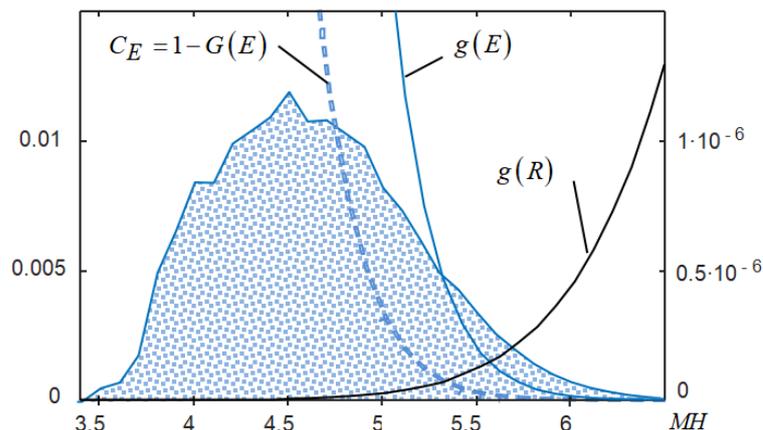


Рисунок 2 — Пример вероятностных функций распределения нагрузки и сопротивления (в области их перекрытия), а также распределение вероятности, соответствующее условию отказа конструкции

Поскольку мода этого распределения определяет наиболее вероятную комбинацию случайных величин E и R , таких, что $R < E$, ее положение наилучшим образом соответствует смыслу «проектной» (расчетной) точки конструкции.

Мода условного распределения функции $g(R/X < 0)$ составляет:

$$r^* = 3,0 + (7,9365 - 1) / 4,1102 = 4,688 \text{ МН}$$

и практически соответствует фактическому значению, представленному на рисунке 2. Значение функции $g(R/X < 0)$ в точке моды

$$\max p_{\tilde{f}} = p_{\tilde{f}}(r=r^*) = 1,1765 \times 10^{-6}$$

также с приемлемой точностью соответствует рисунку 2.

Вычислим величину P_f в первом приближении, используя, например, формулу Симпсона для определенного на отрезке $[R_{min}, E_{max}]$ интеграла:

$$P_f = \int_{R_{min}}^{E_{max}} p_{\tilde{f}}(r) dr = \frac{E_{max} - R_{min}}{6} (p_{\tilde{f}}(R_{min}) + 4p_{\tilde{f}}(\frac{E_{max} + R_{min}}{2}) + p_{\tilde{f}}(E_{max}))$$

Выбираем при этом E_{max} и R_{min} так, чтобы $p_{\tilde{f}}(R_{min})$ и $p_{\tilde{f}}(E_{max})$ были пренебрежимо малыми величинами по сравнению со значением $\max p_{\tilde{f}}$. Обратим внимание, что мода распределения $g(R/X < 0)$ расположена примерно посередине интервала $[R_{min}, E_{max}]$, тогда

$$P_{\tilde{f}} \approx 2/3 (E_{max} - R_{min}) \times \max p_{\tilde{f}}$$

Задаваясь (по рисунку 2, на уровне $p_{\tilde{f}} \geq 10^{-7}$) интервалом $[R_{min}, E_{max}] = [3,6 \text{ МН}, 5,9 \text{ МН}]$, получаем:

$$P_{\tilde{f}} = 2/3(5,9 - 3,6) \times 1,28 \times 10^{-6} = 1,96 \times 10^{-6},$$

а именно – совпадающую с результатами численного моделирования величину полной вероятности отказа анализируемой конструкции.

Значения E_{max} и R_{min} можно вычислить из трансцендентного уравнения, вытекающего из $p_{\tilde{f}}(r) = C_{\tilde{E}}(r) \times f_{\tilde{R}}(r) = e^{a-br} \times \beta/\lambda^\beta \times (r-\xi)^{\beta-1}$, вида $p_{\tilde{f}}(R_{min}) = p_{\tilde{f}}(E_{max}) = 0,1 \text{ max } p_{\tilde{f}} = 1,18 \times 10^{-7}$ – путем его решения относительно r . [2]

В рассматриваемом примере такое уравнение будет иметь два решения:

$$r_1 = R_{min} = 3,66 \text{ МН}$$

$$r_2 = E_{max} = 6,46 \text{ МН}.$$

При этом $P_{\tilde{f}} = 2,2 \times 10^{-6}$, что на 12,25% превышает (т.е. отличается в сторону запаса надежности) значение, полученное в результате численного моделирования.

Список использованных источников

1. Шпете, Г. Надежность несущих строительных конструкций [Текст]: Перевод с нем. О.О.Андреева. – М., Стройиздат, 1994. – 288с.
2. S.S.Derechennik, V.V.Tur. Adaptive Estimation of the In Situ Characteristic Concrete Strength // Solid State Phenomena. – 2019 (292). – P. 257-263.

УДК 004.054

ПРЕИМУЩЕСТВА ФРЕЙМВОРКА PLAYWRIGHT ДЛЯ ФУНКЦИОНАЛЬНОГО ТЕСТИРОВАНИЯ ВЕБ-ПРИЛОЖЕНИЙ

Д.С. Жукович

Брестский государственный технический университет, Брест, Беларусь,
zhukovich14@gmail.com

This article is about automated software testing. Key features of Playwright framework for end-to-end automated testing of web applications are described. This framework helps to solve the problem of cross-browser testing. It also gives an opportunity for developers to select the most suitable programming language from four possible ones and write automated tests on any computer platform (Windows, Linux, macOS) for any platform including mobile (Android, iOS).

Сегодня невозможно представить нашу жизнь без различных онлайн-сервисов и приложений. Зачастую они направлены на повышение эффективности работы компании, автоматизацию процессов, обработку больших объемов данных и многое другое. Каждый день мы пользуемся веб-приложениями, которые открываем в браузере. И каждое такое приложение необходимо проверять на соответствие определенным требованиям к его функционированию, взаимодействию с пользователем.

Перед командой, которая работает над созданием или поддержкой программного продукта, ставится вопрос о необходимости тестирования приложения. В процессе разработки программного продукта создается множество различного функционала, который должен работать стабильно. Чем объемнее продукт, тем больше ресурсов необходимо для тестирования.