

А.А. СОЛОВЬЕВА¹, С.А. СОЛОВЬЕВ¹, Н.П. УМНЯКОВА², А.А. КОЧКИН¹,¹ФГБОУ ВО «Вологодский государственный университет», г. Вологда, Россия²ФГБУ «НИИСФ РААСН», г. Москва, Россия

ВЕРОЯТНОСТНАЯ ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ СТАЛЬНЫХ ФЕРМ ПО КРИТЕРИЮ ПРОГИБА НА ОСНОВЕ Р-БЛОКОВ

Аннотация. В исследовании разработаны алгоритмы вероятностной оценки надежности стальных ферм по критерию прогиба с использованием р-блоков как моделей случайных величин. Р-блоки представляют собой область, сформированную граничными функциями распределения вероятностей, внутри которой находится действительная функция распределения вероятностей случайной величины. На основе представленных подходов можно выполнить расчет фермы на заданный индекс надежности или вероятность безотказной работы. Р-блоки в роли моделей случайных величин позволяют эффективно учитывать алеаторную и эпистемологическую неопределенности одновременно. Особую актуальность такие модели представляют для снеговой нагрузки как одного из главных факторов, влияющих на напряженно-деформированное состояние ферм. Информация об уровне надежности стальной фермы по критерию прогиба необходима для комплексной оценки надежности фермы. Также предложен подход к оценке надежности эксплуатируемых ферм по критерию прогиба, где предельный прогиб ограничивается условием потери устойчивости выбранного стержня фермы.

Ключевые слова: надежность, вероятностное проектирование, безопасность, ферма, р-блок, индекс надежности, прогиб.

А.А. SOLOVEVA¹, S.A. SOLOVEV¹, N.P. UMNIAKOVA², A.A. KOCHKIN¹¹Vologda State University, Vologda, Russia²Research institute of construction physics RAASN (NIISF RAASN), Moscow, Russia

STRUCTURAL RELIABILITY ANALYSIS OF STEEL TRUSSES BY DEFLECTION BASED ON P-BOXES

Abstract. The article describes algorithms for probabilistic evaluation of steel trusses' reliability by the deflection criterion using p-boxes as models of random variables. The p-boxes are an area formed by the boundary cumulative distribution functions (CDFs). There is a real probability distribution function of a random variable inside the p-box area. Based on the presented approaches, it is possible to design trusses on a given reliability index or probability of non-failure. P-boxes as random variable models take into account aleatory and epistemological uncertainties at the same time. Such models are relevance for snow loads as one of the main factors affecting the stress-strain state of trusses. Information about the reliability level of steel trusses according to the deflection criterion is necessary for a system assessment of the reliability of a truss. An approach of structural reliability analysis is also proposed for existing trusses, where the ultimate deflection is limited by the condition of buckling of the selected truss bar.

Keywords: reliability, probabilistic design, safety, truss, p-box, reliability index, deflection.

Введение

Обеспечение безопасности – приоритетная цель при проектировании, строительстве и эксплуатации строительных конструкций зданий и сооружений. Основным нормативным документом в области обеспечения безопасности строительных конструкций зданий и

© Соловьева А.А., Соловьев С.А., Умнякова Н.П., Кочкин А.А., 2022

сооружений является Федеральный Закон РФ №384-ФЗ «Технический регламент о безопасности зданий и сооружений», вступивший в силу с 30 декабря 2009 года. В качестве одного из наиболее объективных показателей безопасности строительных конструкций может служить надежность. Мерой надежности в строительной практике чаще всего выступает вероятность безотказной работы или вероятность отказа.

Текущая концепция обеспечения надежности строительных конструкций считается «полувероятностной»: используются характеристики с заданной вероятностной обеспеченностью, которые впоследствии смешиваются с коэффициентами надежности и не дают ее количественного выражения. Как отмечают д.т.н., профессора Мкртычев О.В. и Райзер В.Д. в фундаментальной монографии по теории надежности строительных конструкций [1], «анализ надежности проектируемых конструкций в предположении их идеальной доработки с точки зрения установления расчетных значений (унификация обеспеченности расчетных значений) показывает, что уровень надежности зданий и сооружений одинакового назначения может отличаться в несколько раз. Вполне возможны случаи, когда конструкции сооружений наиболее ответственного класса оказываются менее надежными, чем конструкции сооружения менее ответственного класса. Сложившуюся ситуацию в нормировании правила расчета строительных конструкций можно охарактеризовать следующим образом: у проектировщика практически отсутствует информация, насколько успешно им решена задача обеспечения нормального функционирования сооружения. Критическое осмысление существующих концепций основных положений расчета позволяет обсуждать принципиально новую методику, основанную на теории надежности и являющуюся логическим развитием метода предельных состояний».

Переход от полувероятностных методов расчета строительных конструкций к вероятностным методам обсуждается давно, но до сих пор остается актуальной научно-технической задачей. Как отмечают авторы исследования [2], «несмотря на то, что можно получить очень подробные численные прогнозы (на основе конечно-элементных моделей), эти результаты часто не достигают удовлетворительного уровня согласия с «реальностью», т.е. с действительным физическим поведением рассматриваемого континуума в эффективной эксплуатационной среде. Это несоответствие вызвано эпистемологической (сокращаемая неопределенность, вызванная недостатком знаний или данных) и алеаторной (несокращаемая неопределенность, возникающая из-за стохастической природы окружающей среды) неопределенностями модели». В Eurocode 0 “Basis of structural design” отмечается, что в настоящий момент Еврокоды базируются на уровне I (метод частных коэффициентов), а уровни II и III (полные вероятностные методы проектирования) вводятся для дальнейшего развития норм проектирования.

В работе [3] исследуется проблема обрушения стальной фермы в г. Каргил (Индия) в 2012. Ошибки в конструктивном решении фермы отражались ее повышенным прогибом. Использование вероятностных методов анализа надежности фермы по всем моделям предельных состояний, в т.ч. прогибу, позволило бы выявить низкий уровень безопасности эксплуатации фермы. Натурные испытания стальных ферм отражают близость значений прогибов ферм, полученных теоретическим расчетом, со значениями, полученными в результате проведения эксперимента [4].

В данной работе предлагается исследовать и разработать вероятностный подход к анализу надежности стальных ферм на стадии проектирования и эксплуатации с учетом ограниченной статистической информации.

Материалы и методы

Математическую модель предельного состояния для расчета надежности стальной плоской фермы по критерию прогиба можно записать в виде:

$$\tilde{\Delta}(\tilde{P}) \leq \Delta_{np}, \quad (1)$$

где $\tilde{\Delta}(\tilde{P})$ – максимальный прогиб фермы от эксплуатационной узловой нагрузки (случайная величина); Δ_{np} – предельный допустимый прогиб фермы, установленный в соответствии с СП 20.13330.2016 «Нагрузки и воздействия» или исходя из технологических или иных требований.

Для расчета перемещений плоских стержневых систем используется известная формула Максвелла-Мора (2):

$$\Delta = \sum \int \frac{\bar{M}_1 M_F}{EJ} dx + \sum \int \frac{\bar{N}_1 N_F}{EA} dx + \sum \int \eta \frac{\bar{Q}_1 Q_F}{GA} dx, \quad (2)$$

где $\bar{M}_1 M_F$, $\bar{N}_1 N_F$, $\bar{Q}_1 Q_F$ – произведения «единичных» эпюр на эпюры от внешней нагрузки (для изгибающих моментов M , продольных N и поперечных сил Q); E – модуль упругости материала рассматриваемого участка; J – момент инерции стержня на рассматриваемом участке; A – площадь поперечного сечения стержня на рассматриваемом участке; G – модуль сдвига материала стержня на рассматриваемом участке; η – коэффициент неравномерности распределения касательных напряжений.

В силу того, что в статически определимой ферме при приложении узловой нагрузки возникают только продольные усилия в стержнях, формулу Максвелла-Мора для расчета прогиба таких ферм можно записать в виде [5] (3):

$$\Delta = \frac{1}{E} \sum_{i=1}^n \frac{\bar{N}_{1,i} N_{F,i} l_i}{A_i}, \quad (3)$$

где $\bar{N}_{1,i}$ – усилие в i -ом стержне фермы от единичной нагрузки, приложенной в узле, перемещение которого анализируется; $N_{F,i}$ – усилие в i -ом стержне фермы от внешней нагрузки; l_i – длина i -го стержня фермы; n – общее число стержней фермы.

Тем не менее, для более точного подхода к анализу надежности следует учитывать дополнительный прогиб, возникающий вследствие влияния изгибающих моментов и поперечных сил в стержнях от нагрузки в виде собственного веса. Будем считать данную характеристику Δ_{sw} малоизменчивой, которую можно вычислить с высокой точностью в различных программно-вычислительных комплексах.

Тогда математическую модель предельного состояния для анализа фермы по критерию прогиба можно записать в виде:

$$\frac{1}{E} \sum_{i=1}^n \frac{\bar{N}_{1,i} \cdot N_{F,i}(\tilde{P}) \cdot l_i}{A_i} \leq \Delta_{np} - \Delta_{sw}. \quad (4)$$

Усилие в i -ом стержне фермы от внешней нагрузки $N_{F,i}(\tilde{P})$ во многих задачах может быть записано для каждого стержня в виде $\delta_i \tilde{P}$, где δ_i – коэффициент, зависящий от геометрических параметров (размеров) фермы [6].

Тогда, математическую модель предельного состояния можно записать в виде:

$$\tilde{P} \leq P_{ult} = \frac{(\Delta_{np} - \Delta_{sw}) \cdot E}{\sum_{i=1}^n \frac{\bar{N}_{1,i} \cdot \delta_i \cdot l_i}{A_i}}. \quad (5)$$

На стадии проектирования также можно учесть изменчивость модуля упругости и площадей поперечного сечения стержней ферм. Согласно Г. Шпете [7], коэффициент вариации модуля упругости стали находится в пределах от 0,02 до 0,06. По данным

экспериментальных исследований [8] коэффициент вариации модуля упругости стали зависит в т.ч. от метода его измерения: при измерении деформаций экстензометром получен коэффициент вариации 2,4%, при измерении деформаций тензорезистором – 4,7%.

Например, по ГОСТ 30245-2015 «Профили стальные гнутые замкнутые сварные квадратные и прямоугольные для строительных конструкций», высота (ширина) профиля 100x100x5 может изменяться в пределах [99; 101] мм. В соответствии с ГОСТ 19903-2015 «Прокат листовой горячекатаный. Сортамент» для профиля размерами 100x100x5 толщина стенки может иметь погрешность $\pm 0,40$ мм. При допустимых отклонениях можно получить интервал возможных значений момента сопротивления сечения $W=[52,24; 62,48]$ см³ при среднем значении $W=57,32$ см³. Если принять нормальное распределение вероятностей для момента сопротивления сечения, а границы допустимого интервала считать установленными по «правилу трех сигм» [9], то максимальное среднеквадратическое отклонение для данного профиля составит $S_W=1,71$ см³. Коэффициент вариации момента сопротивления сечения составит 3%. Для профиля 50x5 интервал значений составит [11,33; 13,26] см³. Предельный коэффициент вариации – 2,6%. Аналогично для площадей поперечных сечений: для сечения 50x5 интервал возможных площадей [8,26; 9,74] см², предельный коэффициент вариации – 2,78%.

Вопрос исследования изменчивости геометрических характеристик поперечных сечений стальных элементов требует отдельного изучения. Более того, вид и параметры распределения вероятностей для данных характеристик будут зависеть от завода-производителя стального проката и технологических особенностей оборудования. Также следует отметить, что при нормальном законе распределения данных характеристик сильно возрастает нелинейность функции случайных величин в математической модели предельного состояния (5). Для достоверной оценки индекса надежности или вероятности безотказной работы в таком случае потребуются использование более сложных подходов к анализу надежности, например SORM (Second Order Reliability Method) [10] или TANA (Two-point Adaptive Nonlinear Approximations) [11]. Таким образом, учитывая малый коэффициент вариации при предположении нормального распределения и выполнения допусков ГОСТ 30245-2015, на первой стадии расчета будем рассматривать площади поперечных сечений стержней как детерминированные (постоянные) величины.

Тогда с учетом дополнительных случайных величин, математическую модель предельного состояния (4) можно представить в виде:

$$\tilde{P} \leq \tilde{E}k, \quad (6)$$

$$k = \frac{(\Delta_{np} - \Delta_{sw}) \cdot \sum_{i=1}^n \frac{N_{1,i} \cdot \delta_i \cdot l_i}{A_i}}{\Delta_{np} - \Delta_{sw}}.$$

где введено обозначение

Зачастую для нагрузки или физико-механических свойств материала трудно получить достоверную модель распределения вероятностей. Например, даже при проведении испытаний 100 контрольных образцов стали для определения модуля упругости, невозможно получить точные оценки математического ожидания и среднеквадратического отклонения для генеральной совокупности данных. Эти параметры будут характеризоваться доверительными интервалами. По верхним и нижним границам интервалов можно получить четыре различных варианта функции распределения случайной величины (рисунок 1).

В запас надежности такие модели случайных величин можно характеризовать предельными значениями. Например, принять для нагрузки верхние значения доверительных интервалов математического ожидания и среднеквадратического отклонения. Однако такой подход может привести к неверным выводам о безопасности конструкции – низкий уровень надежности может быть вызван эпистемологической неопределенностью – недостатком статистической информации о случайных величинах или неточностью ее оценки.

Следовательно, рациональным подходом в данном случае является рассмотрение двух альтернативных вариантов, которые в итоге сформируют интервал значений надежности.

При таком подходе случайные величины характеризуются не конкретными распределениями вероятностей, а областями, сформированными граничными функциями распределения вероятностей. Такая модель случайной величины называется р-блок (p-box, probability box) [12, 13].

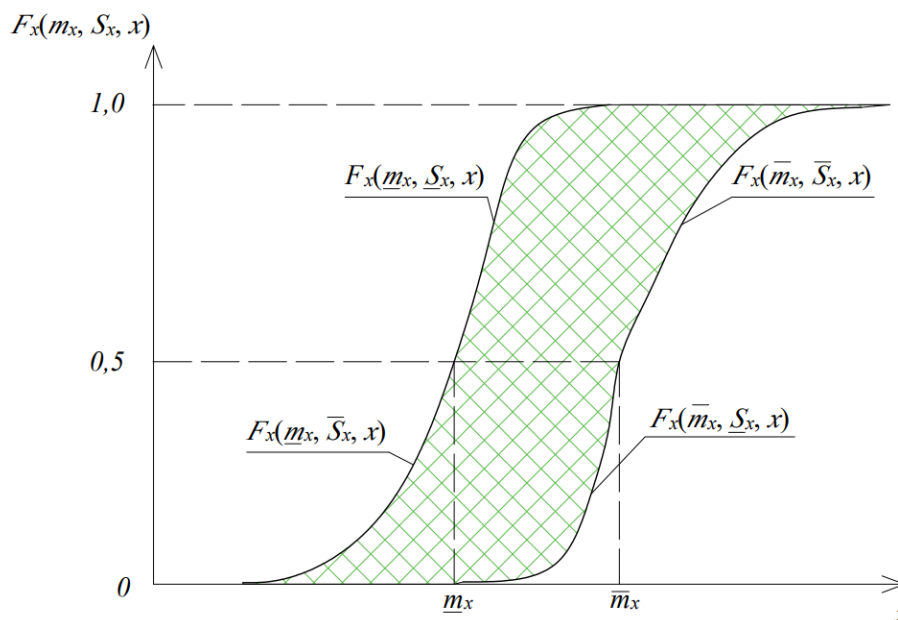


Рисунок 1 – Граничные функции распределения, формирующие р-блок

Р-блок случайной величины X представляет собой две граничные функции распределения вероятностей случайной величины $\bar{F}_X(x)$ и $\underline{F}_X(x)$, которые создают область возможного, но наперед неизвестного, распределения вероятностей с некоторой обеспеченностью (достоверностью). Модели р-блоков основываются на современных теориях анализа данных: теории возможностей, теории нечетких множеств, теории свидетельств Демпстера-Шефера, интервальном анализе, Байесовского подхода и др.

Результаты исследования

Индекс надежности β по математической модели (6) можно вычислить как:

$$\beta = \frac{m_E k - m_P}{\sqrt{(S_E k)^2 + S_P^2}}, \quad (7)$$

где m_E – математическое ожидание модуля упругости стали; m_P – математическое ожидание узловой нагрузки P ; S_E – среднее квадратическое отклонение модуля упругости стали; S_P – среднее квадратическое отклонение узловой нагрузки P .

В таблице В2 Eurocode 0 приведены предложения по нормированию минимального значения индекса надежности β . Минимальный индекс надежности зависит от класса надежности сооружения RC (RC3, RC2 или RC1), связанного с классами последствий разрушения. Внутри каждого класса RC также предусмотрены различные контрольные значения индекса надежности в зависимости от вида предельного состояния. Так для класса RC2 по условию эксплуатационной пригодности контрольное значение индекса надежности для 1 года эксплуатации составляет $\beta = 2,9$, а для 50 лет $\beta = 1,5$.

Как было отмечено выше, затруднительно получить точные статистические оценки математического ожидания и стандартного отклонения. Следовательно, индекс надежности по (7) можно представить в интервальной форме (8):

$$\underline{\beta} = \frac{\underline{m}_E k - \underline{m}_P}{\sqrt{\left(\underline{S}_E k\right)^2 + \underline{S}_P^2}} \quad \text{и} \quad \bar{\beta} = \frac{\bar{m}_E k - \bar{m}_P}{\sqrt{\left(\bar{S}_E k\right)^2 + \bar{S}_P^2}}. \quad (8)$$

В случае нормального распределения нагрузки и модуля упругости, вероятность безотказной работы P можно найти в виде интервала как:

$$P \in [\underline{P}; \bar{P}] = [\Phi(\underline{\beta}); \Phi(\bar{\beta})], \quad (9)$$

где $\Phi(\beta)$ – табличные значения интегральной функции Лапласа; $\underline{P}$ и $\bar{P}$ – нижнее и верхнее значения вероятности безотказной работы.

Большинство параметров в математической модели (6) действительно хорошо описываются нормальным распределением. Однако, как отмечено в ряде фундаментальных исследований [14, 15], для снеговой нагрузки предпочтительнее использовать распределение Гумбеля (называемое двойное экспоненциальное или обобщенное распределение экстремальных значений I типа). При изменении законов распределений случайных величин формула (9) даст неверную оценку вероятности безотказной работы, и оценка индекса надежности также станет неинформативной.

Для решения данной задачи необходимо использовать алгоритм прямого вычисления вероятности безотказной работы. Для этого преобразуем математическую модель предельного состояния (9) к виду:

$$\tilde{P}_{snow} \leq \tilde{E}k - \tilde{P}_{str}, \quad (10)$$

где $\tilde{P}_{snow}$ – узловая нагрузка от снегового воздействия; $\tilde{P}_{str}$ – узловая нагрузка без учета снегового воздействия.

Случайная величина в левой части неравенства описывается распределением Гумбеля, а случайные величины в правой части неравенства описываются нормальным распределением. Для общности, запишем неравенство (10) в виде:

$$X \leq Y, \quad (11)$$

где введены обозначения $\tilde{P}_{snow} = X$, $\tilde{E}k - \tilde{P}_{str} = Y$.

Для оценки статистических параметров Y может быть использовано известное правило композиции нормальных законов распределения: $m_Y = m_E k - m_{P, str}$,

$$S_Y = \sqrt{(S_E k)^2 + (S_{P, str})^2}.$$

Вероятность безотказной работы для математической модели вида (11) можно вычислить по формуле [1] (12):

$$P = \int_0^{+\infty} f_Y(x) \cdot F_X(x) dx, \quad (12)$$

где $f_Y(x)$ – плотность распределения случайной величины Y ; $F_X(x)$ – функция распределения случайной величины X .

Т.к. каждый р-блок имеет две граничные функции распределения, то выражение (12) можно записать в виде (13):

$$\begin{cases} \underline{P} = \int_0^{+\infty} \underline{f}_y(x) \cdot \bar{F}_x(x) dx \\ \bar{P} = \int_0^{+\infty} \bar{f}_y(x) \cdot \underline{F}_x(x) dx \end{cases}, \quad (13)$$

где $\underline{F}_x(x)$ и $\bar{F}_x(x)$ – нижняя и верхняя граничные функции распределения вероятностей случайной величины X ; $\underline{f}_y(x)$ и $\bar{f}_y(x)$ – нижняя и верхняя граничные функции плотности распределения случайной величины Y .

С учетом принятых выше законов распределения для модели (11) можно записать выражение (12) в виде:

$$P = \int_0^{+\infty} \exp \left[-\exp \left(\frac{\alpha - x}{\beta} \right) \right] \cdot \frac{1}{S_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - m_y)^2}{2S_y^2} \right] dx$$

Параметры закона распределения Гумбеля могут быть вычислены по статистической выборке N следующим образом (14):

$$\beta = (0,78 + 1,54N^{-0,75}) \cdot S_x, \quad \alpha = m_x - [0,45 + 0,34N^{-0,69}] S_x, \quad (14)$$

где N – количество значений в выборке; m_x – математическое ожидание случайной величины X ; S_x – среднее квадратическое отклонение случайной величины X .

Т.к. функции представлены р-блоками, то можно записать:

$$\begin{aligned} \underline{P} = & \int_0^{\bar{m}_x} \exp \left[-\exp \left(\frac{\bar{\alpha} - x}{\underline{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\bar{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \underline{m}_y)^2}{2\bar{S}_y^2} \right] dx + \\ & + \int_{\underline{m}_x}^{\underline{m}_y} \exp \left[-\exp \left(\frac{\bar{\alpha} - x}{\underline{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\bar{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \underline{m}_y)^2}{2\bar{S}_y^2} \right] dx + \\ & + \int_{\underline{m}_y}^{+\infty} \exp \left[-\exp \left(\frac{\bar{\alpha} - x}{\underline{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\bar{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \underline{m}_y)^2}{2\bar{S}_y^2} \right] dx, \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \bar{P} = & \int_0^{\underline{m}_x} \exp \left[-\exp \left(\frac{\underline{\alpha} - x}{\bar{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\underline{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \bar{m}_y)^2}{2\underline{S}_y^2} \right] dx + \\ & + \int_{\underline{m}_x}^{\bar{m}_y} \exp \left[-\exp \left(\frac{\underline{\alpha} - x}{\bar{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\underline{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \bar{m}_y)^2}{2\underline{S}_y^2} \right] dx + \\ & + \int_{\bar{m}_y}^{+\infty} \exp \left[-\exp \left(\frac{\underline{\alpha} - x}{\bar{\beta}} \right) \right] \cdot \frac{1}{\underline{S}_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(x - \bar{m}_y)^2}{2\underline{S}_y^2} \right] dx \end{aligned} \quad (16)$$

После вычисления интервальных значений параметров α , β , m_x , m_y , S_x и S_y , вероятности безотказной работы по (15)-(16) рассчитываются в программе MathCAD или аналогичной ей. Представленный выше алгоритм может быть использован на стадии проектирования фермы, а также на стадии ее эксплуатации при проведении обследования.

Возможен вариант численного решения суммирования р-блоков нагрузки. Более подробная информация по такому подходу приведена в исследовании [16].

Рассмотрим еще один подход к вероятностному анализу надежности фермы по ее прогибу. Выше использовались ограничения прогиба, исходя из эстетико-психологических или технологических требований. Однако на стадии эксплуатации прогиб может также служить индикатором напряженно-деформированного состояния фермы. Проводя мониторинг прогиба фермы можно судить о вероятности потери устойчивости сжатых стержней фермы.

На стадии эксплуатации математическая модель предельного состояния может быть принята в виде (17):

$$\Delta_{\max} \leq \Delta_{np}, \quad (17)$$

где $\Delta_{\max}$ – максимальный прогиб фермы от эксплуатационной нагрузки;

Предельное сжимающее усилие в выбранном элементе фермы по условию его устойчивости может быть записано в виде: $N_{ult} = \delta_{ult} P_{ult} = R_y \varphi_{ult} A_{ult}$. Тогда предельный прогиб фермы по условию потери устойчивости заданного стержня ($i=ult$) можно записать как:

$$\Delta_{np} = \frac{R_y \cdot \varphi_{ult}}{E \cdot |\delta_{ult}|} A_{ult} \sum_{i=1}^n \frac{N_{1,i} \cdot \delta_i \cdot l_i}{A_i}, \quad (18)$$

где R_y – расчетное сопротивление стали; φ_{ult} – коэффициент устойчивости выбранного стержня;

В [17] приводятся аппроксимации для коэффициента устойчивости φ . В случае использования стальных гнутозамкнутых профилей может быть принята зависимость (19):

$$\varphi = 1 - 0,034 \lambda^2 \frac{R_y}{E}. \quad (19)$$

Для расчета надежности, математическая модель предельного состояния (18) может быть приведена к виду (20):

$$\Delta_{\max} \leq \frac{\tilde{\sigma}_{s,ult} \cdot A_{ult} [\tilde{E} - 0,034 \lambda^2 \tilde{\sigma}_{s,ult}]}{\tilde{E}^2 \cdot |\delta_{ult}|} \sum_{i=1}^n \frac{N_{1,i} \cdot \delta_i \cdot l_i}{A_i}, \quad (20)$$

где вводится понятие предельной прочности стали $\tilde{\sigma}_{s,ult}$ взамен расчетного сопротивления стали R_y , т.к. расчетное сопротивление имеет заданную обеспеченность.

Классический алгоритм анализа надежности FOSM (First Order Second Moment) может выполнить неверную оценку индекса надежности вследствие нелинейности математической модели предельного состояния с учетом случайных величин. Для решения данной задачи необходимо использовать алгоритм FORM (First Order Reliability Method) [18, 19] с использованием интервальных оценок математического ожидания и стандартного отклонения для модуля упругости и предела прочности стали.

Однако на стадии эксплуатации может присутствовать ряд факторов, снижающих достоверность оценки надежности фермы на базе математической модели предельного состояния, полученной из теоретических условий работы фермы. Для более объективной оценки надежности необходимо выявить экспериментальным путем уравнения регрессии между действительным прогибом фермы и относительными деформациями ее стержней. В качестве моделей случайных величин также следует использовать р-блоки. На базе полученных уравнений можно оценивать деформации стержней по контролируемому прогибу, а также установить его предельное значение, исходя из предельных относительных деформаций стержней, полученных из условий их устойчивости и прочности. Более подробную информацию о данных подходах можно найти в [20].

Выводы

1. В статье разработаны новые подходы к вероятностной оценке надежности стальных ферм по критерию прогиба с использованием р-блоков (probability boxes) как моделей случайных величин. Р-блоки представляют собой область, сформированную граничными функциями распределения вероятностей случайных величин, внутри которой находится действительная функция распределения, которая неизвестна вследствие эпистемологической неопределенности данных;

2. Критерием предельного прогиба на стадии эксплуатации фермы также может выступать его значение, при котором отдельный стержень фермы потеряет свою устойчивость. Выявление предельного прогиба по данному критерию поспособствует упрощению мониторинга безопасности эксплуатации ферм;

3. Оптимальным решением при оценке надежности эксплуатируемых ферм является учет реальной расчетной схемы фермы, выявленной экспериментально-теоретическим подходом, с использованием р-блоков как моделей случайных величин. Такое решение косвенно учитывает возможное снижение жесткости с ростом нагрузки, ошибки при изготовлении и монтаже фермы и другие факторы. Более подробная информация по данному подходу приведена в [20].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Мкртычев О.В., Райзер В.Д. Теория надежности в проектировании строительных конструкций. М: Издательство АСВ, 2016. 908 с.
2. Faes M.G., Daub M., Marelli S., Patelli E., Beer M. Engineering analysis with probability boxes: a review on computational methods // *Structural Safety*. 2021. Vol. 93. Pp. 102092.
3. Dar M.A., Subramanian N., Dar A.R., Raju J. Rehabilitation of a distressed steel roof truss – A study // *Structural Engineering and Mechanics*. 2017. Vol. 62. No. 5. Pp. 567-576.
4. Туманов В.А., Абрашитов В.С., Туманов А.В., Абрашитов Н.В. Натурные испытания подстропильной стальной фермы пролетом 12 м // *Региональная архитектура и строительство*. 2013. № 3. С. 82-85.
5. Farkas J., Jarmai K. Optimum Design of Steel Structures. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2013. 265 p.
6. Соловьева А.А., Соловьев С.А. Метод оценки надежности элементов плоских ферм на основе р-блоков // *Вестник МГСУ*. 2021. Т. 16. №. 2. С. 153-167.
7. Шпете Г. Надежность несущих строительных конструкций. Пер. с нем. О.О. Андреева. М.: Стройиздат, 1994. 288 с.
8. Motra H.B., Hildebrand J., Dimmig-Osburg A. Assessment of strain measurement techniques to characterise mechanical properties of structural steel // *Engineering Science and Technology, an International Journal*. 2014. Vol. 17. No. 4. Pp. 260-269.
9. Hance B.M. Practical application of the hole expansion test // *SAE International Journal of Engines*. 2017. Vol. 10. No. 2. Pp. 247-257.
10. Huang X., Li Y., Zhang Y., Zhang X. A new direct second-order reliability analysis method // *Applied Mathematical Modelling*, 2018. Vol. 55. Pp. 68-80.
11. Grandhi R.V., Wang L. Reliability-based structural optimization using improved two-point adaptive nonlinear approximations // *Finite Elements in Analysis and Design*. 1998. Vol. 29. No. 1. Pp. 35-48.
12. Schöbi R., Sudret B. Structural reliability analysis for p-boxes using multi-level meta-models // *Probabilistic Engineering Mechanics*. 2017. Vol. 48. Pp. 27-38.
13. Zhang H., Mullen R.L., Muhanna R.L. Structural analysis with probability-boxes // *International Journal of Reliability and Safety*. 2012. Vol. 6. No. 1-3. Pp. 110-129.
14. Лебедева И.В. История развития отечественных норм снеговых нагрузок // *Вестник НИЦ Строительство*. 2017. №. 3. С. 144-154.
15. Hong H.P., Ye W. Analysis of extreme ground snow loads for Canada using snow depth records // *Natural hazards*. 2014. Vol. 73. No. 2. Pp. 355-371.
16. Соловьев С.А. Моделирование случайной статической нагрузки на покрытия сооружений при неполной статистической информации // *Строительная механика инженерных конструкций и сооружений*. 2020. Т. 16. №. 4. С. 243-249.
17. Соловьева А.А., Соловьев С.А. Расчет надежности элементов стальных ферм по критерию устойчивости с использованием р-блоков // *Строительная механика и расчет сооружений*. 2021. №. 1. С. 45-53.

18. Keshtegar B., Meng Z. A hybrid relaxed first-order reliability method for efficient structural reliability analysis // *Structural Safety*. 2017. Vol. 66. Pp. 84-93.
19. Zhao Y.G., Ono T. Moment methods for structural reliability // *Structural safety*. 2001. Vol. 23. No. 1. Pp. 47-75.
20. XXV International Scientific conference on Advance in Civil Engineering “Construction the formation of living environment” (FORM-2022) [Электронный ресурс]. URL: <https://mgsu-conference.org/form-2022> (дата обращения: 01.06.2022)

REFERENCES

1. Mkrtichev O.V., Rajzer V.D. *Teoriya nadezhnosti v proektirovanii stroitel'nykh konstrukcij* [Reliability theory in structural design]. Moscow: ASV Publishing, 2016. 908 p. (rus)
2. Faes M.G., Daub M., Marelli S., Patelli E., Beer M. Engineering analysis with probability boxes: a review on computational methods. *Structural Safety*. 2021. Vol. 93. Pp. 102092.
3. Dar M.A., Subramanian N., Dar A.R., Raju J. Rehabilitation of a distressed steel roof truss – A study. *Structural Engineering and Mechanics*. 2017. Vol. 62. No. 5. Pp. 567-576.
4. Tumanov V.A., Abrashitov V.S., Tumanov A.V., Abrashitov N.V. *Naturnye ispytaniya podstropil'noj stal'noj fermy proletom 12 m* [Natural tests of notbearing steel farm with 12 m flight]. *Regional architecture and engineering*. 2013. No.3. Pp. 82-85. (rus)
5. Farkas J., Jarmai K. *Optimum Design of Steel Structures*. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2013. 265 p.
6. Soloveva A.A., Solov'ev S.A. Reliability analysis of planar steel trusses based on p-box models. *Monthly Journal on Construction and Architecture*. 2021. Vol.16(2). Pp. 153-167. (rus)
7. Shpete G. *Nadezhnost' nesushchih stroitel'nykh konstrukcij* [Reliability of load-bearing structures]. Moscow: Strojizdat, 1994. 288 p. (rus)
8. Motra H.B., Hildebrand J., Dimmig-Osburg A. Assessment of strain measurement techniques to characterise mechanical properties of structural steel. *Engineering Science and Technology, an International Journal*. 2014. Vol. 17. No. 4. Pp. 260-269.
9. Hance B.M. Practical application of the hole expansion test. *SAE International Journal of Engines*. 2017. Vol. 10. No. 2. Pp. 247-257.
10. Huang X., Li Y., Zhang Y., Zhang X. A new direct second-order reliability analysis method. *Applied Mathematical Modelling*, 2018. Vol. 55. Pp. 68-80.
11. Grandhi R.V., Wang L. Reliability-based structural optimization using improved two-point adaptive nonlinear approximations. *Finite Elements in Analysis and Design*. 1998. Vol. 29. No. 1. Pp. 35-48.
12. Schöbi R., Sudret B. Structural reliability analysis for p-boxes using multi-level meta-models. *Probabilistic Engineering Mechanics*. 2017. Vol. 48. Pp. 27-38.
13. Zhang H., Mullen R. L., Muhanna R. L. Structural analysis with probability-boxes. *International Journal of Reliability and Safety*. 2012. Vol. 6. No. 1-3. Pp. 110-129.
14. Lebedeva I.V. *Istoriya razvitiya otechestvennykh norm snegovykh nagruzok* [History of the development of national snow-loads standards]. *Vestnik NIC Stroitelstvo*. 2017. No. 3. Pp. 144-154. (rus)
15. Hong H. P., Ye W. Analysis of extreme ground snow loads for Canada using snow depth records. *Natural hazards*. 2014. Vol. 73. No. 2. Pp. 355-371.
16. Solov'ev S.A. *Modelirovanie sluchajnoj staticheskoy nagruzki na pokrytiya sooruzhenij pri nepolnoj statisticheskoy informacii* [Modeling of random static loads on a structural cover with limited statistical data]. *Structural mechanics of engineering constructions and buildings*. 2020. Vol. 16. No. 4. Pp. 243-249. (rus)
17. Solov'eva A.A., Solov'ev S.A. Structural reliability analysis of steel truss elements on buckling using p-box approach [Raschet nadezhnosti elementov stal'nykh ferm po kriteriyu ustojchivosti s ispol'zovaniem p-blokov]. *Structural Mechanics and Analysis of Constructions*. 2021. No. 1. Pp. 45-53. (rus)
18. Keshtegar B., Meng Z. A hybrid relaxed first-order reliability method for efficient structural reliability analysis. *Structural Safety*. 2017. Vol. 66. Pp. 84-93.
19. Zhao Y.G., Ono T. Moment methods for structural reliability. *Structural safety*. 2001. Vol. 23. No. 1. Pp.47-75.
20. XXV International Scientific conference on Advance in Civil Engineering “Construction the formation of living environment” (FORM-2022) [Online]. URL: <https://mgsu-conference.org/form-2022> (date of application: 01.06.2022)

Информация об авторах:

Соловьева Анастасия Андреевна

ФГБОУ ВО «Вологодский государственный университет» (ВоГУ), г. Вологда, Россия,
аспирант, преподаватель кафедры промышленного и гражданского строительства.
E-mail: solovevaaa@vogu35.ru

Соловьев Сергей Александрович

ФГБОУ ВО «Вологодский государственный университет» (ВоГУ), г. Вологда, Россия,
кандидат технических наук, доцент кафедры промышленного и гражданского строительства.
E-mail: solovevsa@vogu35.ru

Умнякова Нина Павловна

ФГБУ «Научно-исследовательский институт строительной физики РААСН», г. Москва, Россия,
доктор технических наук, зам. директора по научной работе.
E-mail: n.umniakova@mail.ru

Кочкин Александр Александрович

ФГБОУ ВО «Вологодский государственный университет» (ВоГУ), г. Вологда, Россия,
доктор технических наук, зав. кафедрой промышленного и гражданского строительства.
E-mail: kochkinaa@vogu35.ru

Information about the authors:

Solovyeva Anastasia An.

Vologda State University, Vologda, Russia,
lecturer, post-graduate student the industrial and civil construction department.
E-mail: solovevsa@vogu35.ru

Solovyev Sergey Al.

Vologda State University, Vologda, Russia,
candidate of technical sciences, associate professor of the industrial and civil construction department.
E-mail: solovevsa@vogu35.ru

Umnyakova Nina P.

Research institute of construction physics RAASN (NIISF RAASN), Moscow, Russia,
doctor of technical sciences, vice-director for scientific work.
E-mail: n.umniakova@mail.ru

Kochkin Alexander Al.

Vologda State University, Vologda, Russia,
doctor of technical sciences, head of the industrial and civil construction department.
E-mail: kochkinaa@vogu35.ru