

Современная строительная наука использует имитационное моделирование строительных конструкций для повышения надежности проектируемых и эксплуатируемых зданий и сооружений. Систематизация подходов к построению вероятностной модели строительной конструкции позволяет сформулировать задачу выполнения вероятностного расчета надежности строительных конструкций, используя методы статистической обработки данных измерений, применяемые при обследовании строительных конструкций, методы идентификации параметров теоретических распределений (нормального, логарифмически нормального и гамма-распределения), определения доверительных интервалов среднего и стандартного отклонения применительно к задачам оценки надежности строительных конструкций. Учитывая особенности использования вероятностной модели железобетонного конструктивного элемента, универсальные методы расчета функций вероятности, квантилей исходных и результирующих распределений можно на стадии обследования получить нормативные характеристики материалов конструкции и определить условный класс прочности.

УДК 311.214:624.012.2

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ ТЕОРЕТИЧЕСКИХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН В РАСЧЕТЕ НАДЕЖНОСТИ СТРОИТЕЛЬНЫХ КОНСТРУКЦИЙ

*д-р техн. наук, проф. Д.Н. ЛАЗОВСКИЙ, канд. техн. наук, доц. Д.О. ГЛУХОВ
(Полоцкий государственный университет)*

Представлен анализ особенностей вероятностной модели железобетонных конструкций. Для теоретических распределений случайных величин, применяемых в расчете надежности строительных конструкций, в том числе и в соответствии с требованиями европейских строительных норм и правил, рассмотрены современные методы оценивания параметров распределения. На основании полученных оценок построена вероятностная модель железобетонного конструктивного элемента, рассматриваемого на стадии детального обследования. Выполнена систематизация подходов к построению вероятностной модели строительной конструкции, что позволяет сформулировать задачу выполнения вероятностного расчета надежности строительных конструкций.

Введение. В настоящее время одна из главных целей строительной отрасли – обеспечение надежности проектируемых и эксплуатируемых зданий и сооружений. В Республике Беларусь усилиями ученых Т.М. Пецольда, В.В. Тура [1], В.Г. Казачка [2] и других ведется разработка единого методологического подхода к оценке надежности строительных конструкций на стадии проектирования и эксплуатации при обследования технического состояния.

Новая концепция надежности, определенная в СТБ ISO 2394-2007 «Надежность строительных конструкций. Общие принципы», утвержденном Постановлением Государственного комитета по стандартизации Республики Беларусь 29.12.2007 № 67 и вводимом в действие с 1 июля 2008 года, четко определяет область применения вероятностных методов расчета надежности.

Исследовательская часть. Данная работа направлена на формирование системы методов, необходимых для построения вероятностной модели строительной конструкции. Решение этой задачи должно опираться на современные достижения в области математической статистики и теории вероятности [3 – 7].

Постановка задачи. Задачу построения вероятностной модели прежде всего необходимо разделить на две подзадачи:

- 1) построение вероятностной модели при моделировании по результатам обследования технического состояния;
- 2) построение вероятностной модели на стадии проектирования.

В первом случае данные об изменчивости параметров материалов, нагрузок, конструктивных элементов и конструкций в целом будут получены в результате статистической обработки небольшого коли-

чества данных измерений. Во втором – для моделирования вероятностных характеристик будут использоваться *большие объемы* данных об изменчивости, формируемые на стадии производства и строительства.

Вероятностные оценки по результатам обследования. При выполнении обследования, согласно действующим на территории Республики Беларусь и Российской Федерации нормативным документам, измеряемые величины принято рассматривать как имеющие нормальный закон распределения [8 – 10].

В европейских нормах также допускается рассматривать распределение измеряемых величин как нормальное, но при этом берутся к рассмотрению только 10 % меньших значений измерений прочностных характеристик (Tail data) [11].

При определении параметров по результатам обследования выполняется обработка данных выборки. Каждое значение выборки рассматривается как независимая случайная величина, имеющая соответствующий закон распределения с одинаковыми параметрами.

Порядок проведения статистической обработки при построении вероятностной модели конструктивного элемента следующий:

- 1) получение данных измерений;
- 2) проверка соответствия полученных данных определенным законам распределения;
- 3) идентификация параметров распределения генеральной совокупности по полученным выборочным данным с заданной обеспеченностью. Идентификация выполняется в соответствии с выбранным законом распределения;
- 4) определение по идентифицированным распределениям нормативных характеристик (5 или 95 % квантили).

Статистическими методами оценки при обследовании определяются следующие параметры железобетонного элемента:

- **нормативное сопротивление арматуры** $f_{yk}(f_{0,2k} = f_{pk})$ – наименьшее контролируемое значение физического или условного предела текучести, равного значению напряжений, соответствующих остаточному относительному удлинению, равному 0,2 % с обеспеченностью не менее 0,95;

- **нормативное сопротивление бетона осевому растяжению** $f_{ctk}(f_{ctk,0,05})$ – 5 % квантиль статистического распределения прочности бетона на осевое растяжение. Нормативное сопротивление бетона осевому растяжению $f_{ctk,0,95}$ (95 % квантиль прочности на растяжение [12, табл. 6.1] следует применять в расчетах бетонных, железобетонных и предварительно напряженных конструкций только в том случае, если повышенная прочность на растяжение приводит к неблагоприятному эффекту (например, при расчете на действие вынужденных усилий и т.д.) [12, пункт 6.1.2.10];

- **среднее сопротивление бетона осевому растяжению** f_{ctm} – математическое ожидание прочности бетона на осевое растяжение;

- **нормативное сопротивление бетона осевому сжатию** f_{ck} – сопротивление осевому сжатию призм или цилиндров, назначенное с учетом статистической изменчивости при обеспеченности 0,95;

- **среднее сопротивление бетона осевому сжатию** f_{cm} – математическое ожидание прочности бетона на осевое сжатие;

- **геометрические параметры сечения конструктивного элемента** – положение арматуры, защитный слой.

Выборочное математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение. Поскольку основной моделью оцениваемого параметра является модель нормально распределенной случайной величины, то для оценивания параметров распределения генеральной совокупности используются методы оценок по выборочным характеристикам.

По результатам испытаний определяется выборочное среднее по формуле:

$$m = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, \quad (1)$$

где n – число испытаний; x_i – результат i -го испытания.

Выборочное среднее есть несмещенная оценка генеральной средней [3].

При этом несмещенная выборочная дисперсия определяется по формуле:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m)^2}{n-1}}. \quad (2)$$

Допускается применять выборочную дисперсию при количестве измерений > 30 [7].

Оценка генерального математического ожидания с надежностью β . Для определения квантилей заданного уровня необходимо оценить параметры генеральной совокупности с заданной надежностью.

Исходя из необходимости покрытия определяемой характеристики с надежностью β доверительным интервалом, значение выборочного среднего рассматривают как случайную величину \bar{X}_k .

Определение доверительного интервала для оценки математического ожидания a при неизвестном среднеквадратическом отклонении выполняется построением случайной величины t , которая имеет распределение Стьюдента:

$$T = \frac{(m-a)\sqrt{n}}{s}, \quad (3)$$

где m – выборочное среднее; s – несмещенное среднеквадратическое отклонение, определенное по данным выборки.

Доверительный интервал определяется двойственным неравенством:

$$P\left(m - \frac{|t_v|s}{\sqrt{n}} < a < m + \frac{|t_v|s}{\sqrt{n}}\right) = \beta, \quad (4)$$

где t_v – коэффициент Стьюдента, определяемый по таблицам в справочниках.

Оценка генерального среднеквадратического отклонения с надежностью β . Доверительный интервал для выборочной дисперсии нормального распределения строится аналогично.

$$P(\sigma_{1-\alpha/2}^2 < \alpha^2 < \sigma_{\alpha/2}^2) = \beta = 1 - \alpha. \quad (5)$$

Следует помнить, что выборочная дисперсия и дисперсия нормального распределения связаны соотношением [3, § 18]:

$$NS^2 = \chi^2 \sigma^2, \quad (6)$$

где χ^2 – имеет распределение «хи-квадрат» (Chi-Square) с $N = n - 1$ степенями свободы. Следовательно, квантили $\sigma_{1-\alpha/2}^2$ и $\sigma_{\alpha/2}^2$ будут определяться по таблицам распределения χ^2 . Однако для заданной надежности потребуем, чтобы для заданного уровня значимости выполнялось условие (симметричности по вероятности):

$$P\left(\chi_{\alpha/2, N}^2 < \sigma_{\alpha/2}^2\right) = P\left(\chi_{1-\alpha/2, N}^2 > \sigma_{1-\alpha/2}^2\right) = \frac{\alpha}{2}. \quad (7)$$

Подставив в (5) в явном виде выражение (6), с учетом (7), окончательно получим

$$\frac{NS^2}{\chi_{\alpha/2, N}^2} < \sigma^2 < \frac{NS^2}{\chi_{1-\alpha/2, N}^2}. \quad (8)$$

Методы вычисления квантилей статистических распределений. Самым быстрым способом вычисления квантилей, коэффициента Стьюдента и распределения χ^2 является определение данных величин по справочникам [3, 6, и др.]. Методы вычисления квантилей нормального распределения даны, в частности, в работе П.Н. Дубнера [13], где приводится целый спектр алгоритмов, основанных на разложении функций распределения в степенные ряды, аппроксимации более простыми функциями. Данные алгоритмы обладают ограниченной точностью, но высокой скоростью оценки. В работе [13] даны и алгоритмы реализации этих методов, поэтому останавливаться более подробно на данных методах не будем.

Универсальным методом вычисления квантилей, приобретающим все большую популярность в статистике, является метод Монте-Карло. Данный метод применяется для определения и других величин, например, функции вероятности, вероятности попадания в заданный интервал, для произвольных законов распределения, принцип построения генераторов псевдослучайных последовательностей для которых известен.

Рассмотрим несколько примеров. Все примеры в нашем исследовании выполнены в системе математических расчетов MathCad 11.

Пример 1

Приведем пример вычисления 5 % квантили нормального распределения (рис. 1).

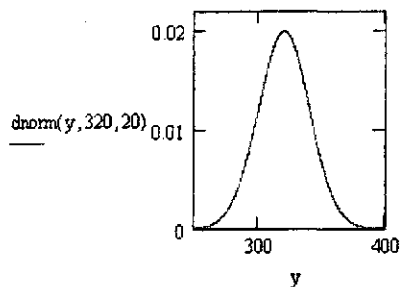


Рис. 1. Модель нормально распределенной случайной величины

Сгенерируем, используя соответствующий генератор псевдослучайной последовательности, вектор из 100 значений случайной величины с параметрами математического ожидания, равного 320, и стандартным отклонением, равным 20:

$$V := \text{norm}(100, 320, 20).$$

Определим выборочные характеристики:

$$m := \text{mean}(V); \quad n := \text{rows}(V);$$

$$s := \text{stdev}(V) \sqrt{\frac{n}{n-1}};$$

$$m = 316,991; \quad s = 19,642; \quad n = 100.$$

Отсортируем вектор по возрастанию значений

$$VS := \text{sort}(V).$$

Определим квантиль как наименьшее контролируемое значение с обеспеченностью 0,95.

$$n_2 = \text{floor}(n \cdot 0,05); \quad n_2 = 5.$$

Определим полученную границу

$$x := VS_{n_2}; \quad x = 287,703$$

и сравним с аналитической оценкой $qnorm(0,05, m, s) = 284,683$.

Очевидно, что точность оценки характеристики (в нашем случае ошибка составила 1,06 %) методом Монте-Карло возрастает с возрастанием объема выборки. При современных мощностях средств вычислительной техники этот метод позволяет выполнять расчет с выборками до 1 млн. значений за приемлемое время (менее 1 с).

Пример 2

Для иллюстрации универсальности данного метода приведем пример вычисления 2,5 % квантили при оценке доверительного интервала генерального среднеквадратического отклонения (рис. 2).

Границы доверительного интервала согласно формуле (8) определяются следующим образом:

$$\varepsilon_1 := \sqrt{\frac{n \cdot s^2}{qchisq(0,975, n)}}; \quad \varepsilon_2 := \sqrt{\frac{n \cdot s^2}{qchisq(0,025, n)}};$$

$$\varepsilon_1 = 17,256; \quad \varepsilon_2 = 22,799.$$

Сгенерируем вектор случайной величины, имеющей распределение χ^2 , и определим его выборочные характеристики:

$$V := \text{rchisq}(100, 100); \quad m := \text{mean}(V); \quad s := \text{stdev}(V) \sqrt{\frac{n}{n-1}};$$

$$m = 99,513; \quad s = 14,415; \quad n := \text{rows}(V).$$

Отсортируем вектор по возрастанию значений и определим границу 2,5 % квантили:

$$VS := \text{sort}(V); \quad n_2 = \text{floor}(n \cdot 0,025); \quad x := VS_{n_2}; \quad x = 73,598,$$

и сравним с аналитической оценкой $qchisq(0,025, 100) = 74,222$.

В нашем случае ошибка составила 0,84 %.

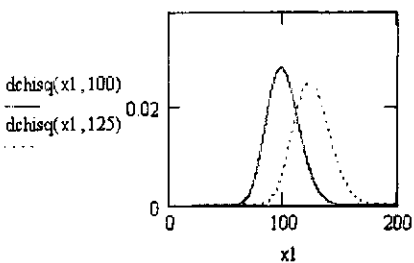


Рис. 2. Модель случайной величины с законом распределения χ^2

Оценка нормативного значения. Согласно СНБ 5.03.01 нормативное сопротивление бетона осевому сжатию/растяжению, а также нормативное сопротивление арматуры задается как 5 % квантиль статистического распределения [12].

Нормативное значение прочностных свойств материалов, полученное в результате статистической оценки, служит для назначения обследуемому материалу условного класса прочности на сжатие. Условный класс может применяться для расчета полувероятностными методами в соответствии с требованиями норм по проектированию строительных конструкций, допускающих применение «деформационной модели» в расчетах на прочность и трещиностойкость (СНБ 5.03.01-02, СП 52-101-03, СП 52-102-04, Eurocode2, Eurocode3).

Вероятностные модели в европейских нормах. Общие принципы обеспечения надежности строительных и иных конструкций изложены в базовом документе EN 1990 [14] и ISO 2394 [15]. Еврокоды предлагают готовую систему теоретических распределений для анализа и моделирования случайных свойств конструкций. В частности, в Eurocode3 «Стальные конструкции» [16] при определении прочности (предела текучести) стали по результатам испытаний применяется логарифмически нормальный закон распределения для моделирования как геометрических, так и прочностных параметров.

Объединенный комитет по безопасности конструкций JCSS, выполняющий работы по калибровке частных коэффициентов безопасности, закладываемых в европейские нормы, предлагает вероятностную модель PMC (Probabilistic Model Code), где также определяет вид распределения для каждого учитываемого параметра:

- прочностные характеристики – логарифмически нормальный закон распределения;
- плотность бетона – нормальное распределение;
- длительно действующие нагрузки – гамма-распределение;
- кратковременные нагрузки – экспоненциальное распределение;
- сопротивление конструкции – нормальный закон распределения;

Отдельные параметры допускается рассматривать как подчиненные распределению Вейбула и Гамбела [11].

Для определения параметров распределений вероятностных моделей, принятых за основу в европейских нормах, будем придерживаться тех же методов, что и при рассмотрении измеряемых величин как нормально распределенных, и начинать обследование с оценки выборочных характеристик.

Пример 3 (NORM)

Определение параметров нормального распределения.

Сгенерируем вектор из 20 результатов измерений (рис. 3), подчиненных нормальному закону, и определим среднее выборки:

```
data := rnorm(20, 320, 12); m := mean(data); n := rows(data).
```

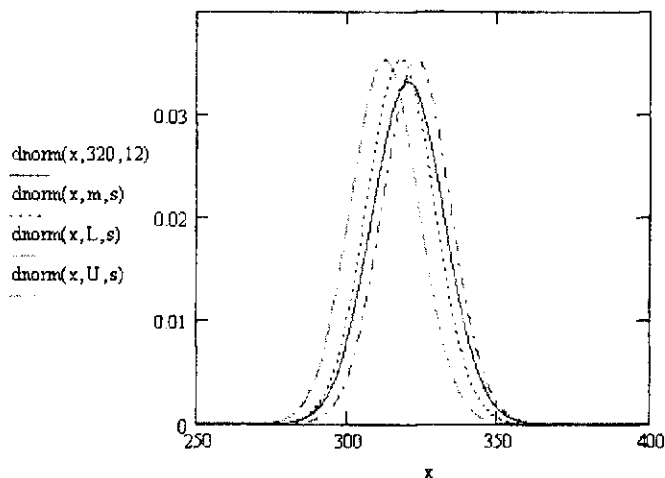


Рис. 3. Полученная идентификация распределения

Откорректируем выборочное стандартное отклонение на несмещенную оценку:

$$s := stdev(V) \sqrt{\frac{n}{n-1}}$$

Получим $m = 317,499$; $s = 11,292$.

Построим доверительный интервал генерального среднего с обеспеченностью 0,95 (рис. 4, 5):

$$\beta := 0,05.$$

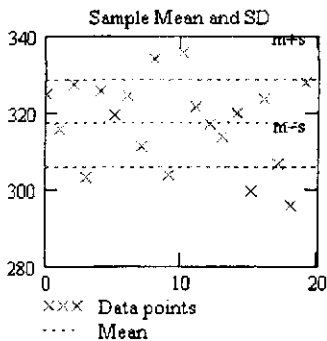


Рис. 4. Разброс точек измерений относительно среднего

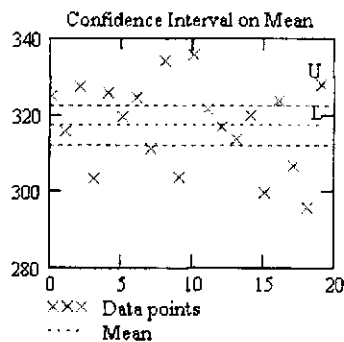


Рис. 5. Доверительный интервал среднего с обеспеченностью 0,95

Коэффициент Стьюдента для $n - 1$ степеней свободы будет равен

$$qt\left(\frac{\beta}{2}, n-1\right) = -2,093.$$

Доверительный интервал с обеспеченностью 0,95

$$(LU) := \left(m - \left| qt\left(\frac{\beta}{2}, n-1\right) \right| \frac{s}{\sqrt{n}} \quad m + \left| qt\left(\frac{\beta}{2}, n-1\right) \right| \frac{s}{\sqrt{n}} \right);$$

$$(LU) = (312,214 \quad 322,783).$$

Пример 4 (LOGNORM)

Определение параметров логнормального распределения.

Сгенерируем вектор из 100 результатов измерений (рис. 6), подчиненных логарифмически нормальному закону, и преобразуем в вектор натуральных логарифмов этих значений, которые, учитывая связь между нормальным и логнормальным распределением, распределены нормально, и определим среднее и стандартное отклонение выборки:

$$data := \ln(\text{rlnorm}(100, \ln(320), \ln(3))); \quad m := \text{mean}(data); \quad n := \text{rows}(data).$$

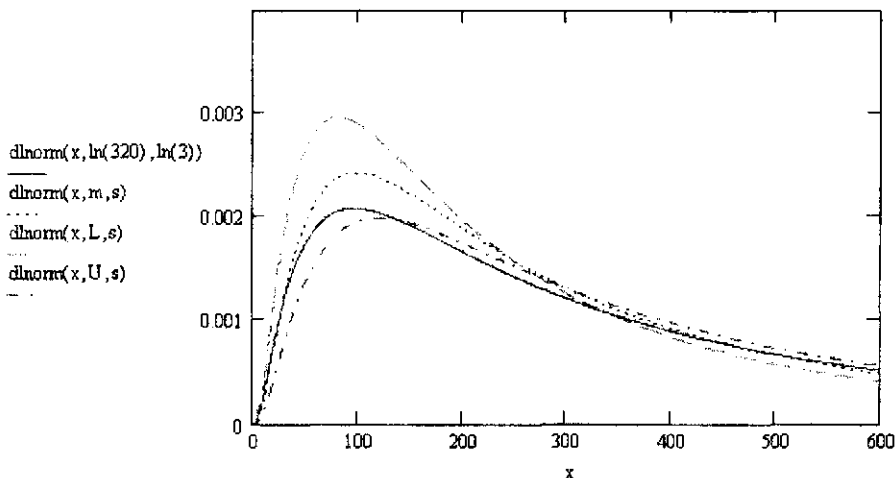


Рис. 6. Идентификация логнормального распределения

Откорректируем выборочное стандартное отклонение на несмещенную оценку:

$$s := stdev(V) \sqrt{\frac{n}{n-1}}$$

Получим $m = 5,604$; $s = 1,01$.

Построим доверительный интервал генерального среднего с обеспеченностью 0,95 (рис. 7, 8):

$$\beta := 0,05.$$

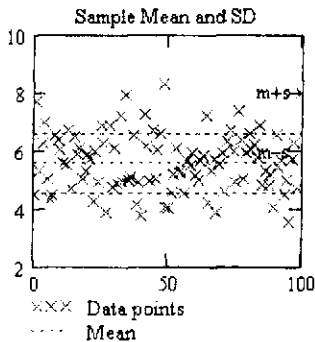


Рис. 7. Разброс логарифмов точек измерений относительно логарифма среднего

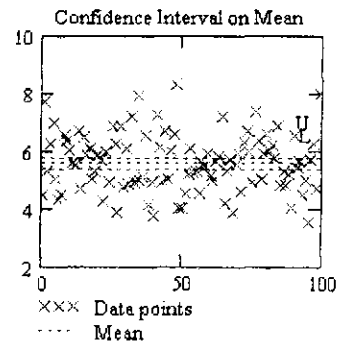


Рис. 8. Разброс логарифмов точек измерений относительно логарифма среднего и доверительный интервал в логарифмическом масштабе

Коэффициент Стьюдента для $n - 1$ степеней свободы будет равен

$$t := qt\left(\frac{\beta}{2}, n-1\right); t = -1,984.$$

Доверительный интервал с обеспеченностью 0,95:

$$(LU) := \left(m - |t| \frac{s}{\sqrt{n}}; m + |t| \frac{s}{\sqrt{n}}\right); (LU) = (5,404; 5,805).$$

Пример 5 (GAMMA)

Определение параметров 2-х параметрического гамма-распределения.

Параметр формы гамма-распределения $\theta := 0,5$.

Сгенерируем 20 результатов измерений (рис. 9), подчиненных гамма-распределению, и определим среднее и стандартное отклонение выборки:

$$data := rgamma(20, 400) \cdot \theta; m := mean(data); n := rows(data).$$

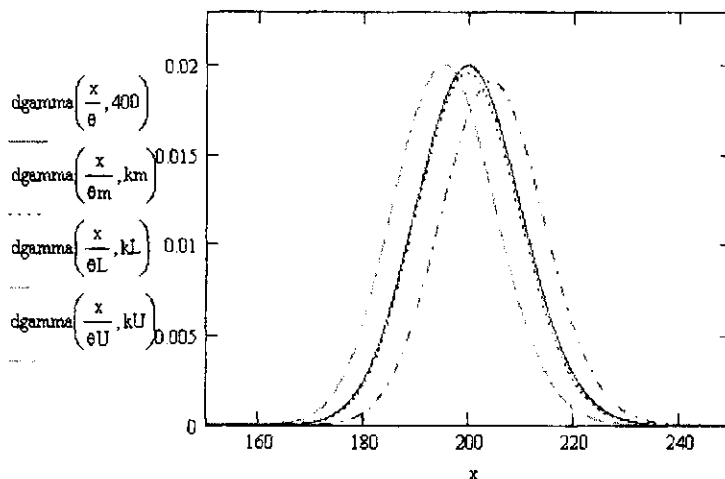


Рис. 9. Идентификация параметров гамма-распределения

Откорректируем выборочное стандартное отклонение на несмещенную оценку:

$$s := \text{stdev}(V) \sqrt{\frac{n}{n-1}}$$

Получим $m = 199,863$; $s = 9,78$.

Определим параметр масштаба и параметр формы гамма-распределения, пользуясь зависимостью этих параметров от выборочного среднего и стандартного отклонения:

$$km := \frac{m^2}{s^2}; \theta m := \frac{s^2}{m}; km = 417,64; \theta m = 0,479.$$

При анализе произвольных законов распределения, тем не менее, оценку математического ожидания рассматривают как случайную величину, имеющую нормальный закон распределения, и отклонение этой оценки от генеральной средней оценивают с использованием распределения Стьюдента при заданном уровне обеспеченности: $\beta := 0,05$.

Коэффициент Стьюдента для $n - 1$ степеней свободы будет равен

$$t := qt\left(\frac{\beta}{2}, n-1\right); t = -2,093.$$

Доверительный интервал с обеспеченностью 0,95 (рис. 10, 11)

$$(LU) := \left(m - |t| \frac{s}{\sqrt{n}} \quad m + |t| \frac{s}{\sqrt{n}}\right); (LU) = (195,286 \quad 204,44).$$

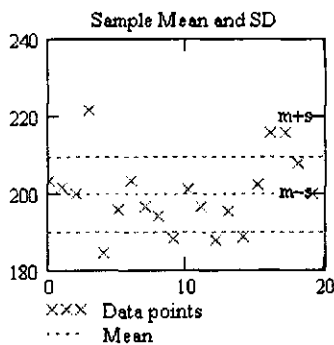


Рис. 10. Разброс среднего гамма-распределения

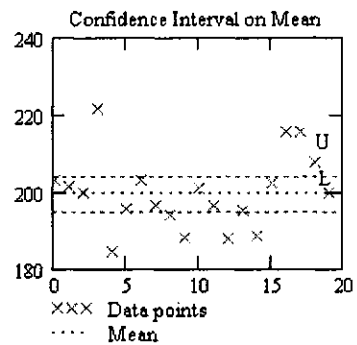


Рис. 11. Разброс среднего гамма-распределения и доверительный интервал

Определим соответствующие параметры формы и масштаба

$$kL := \frac{L^2}{s^2}; \theta L := \frac{s^2}{L}; kL = 398,73; \theta L = 0,49; kU := \frac{U^2}{s^2}; \theta U := \frac{s^2}{U}; kU = 436,988; \theta U = 0,468.$$

Моделирование случайной величины по результатам обследования. Исходя из полученных оценок мы имеем возможность построить генератор псевдослучайной последовательности нормально распределенной случайной величины. В зависимости от влияния моделируемого параметра на результат расчета выбирается нижняя или верхняя оценка его генерального математического ожидания и дисперсии по принципу наихудшего сочетания.

При моделировании **прочностных свойств материалов** принимается нижняя граница доверительного интервала, соответствующая требуемой надежности β . Дисперсия принимается как верхняя граница доверительного интервала оценки генеральной дисперсии, соответствующая требуемой надежности β .

При моделировании **нагрузки** учитывается характер влияния нагрузки и принимается такой вариант оценки, который наихудшим образом влияет на прочность или трещиностойкость конструктивного элемента.

При моделировании изменчивости **геометрических параметров** сечения конструктивного элемента принимается нижняя граница доверительного интервала, соответствующая требуемой надежности β . Дисперсия принимается как верхняя граница доверительного интервала оценки генеральной дисперсии, соответствующая требуемой надежности β .

Вероятностный расчет надежности конструктивного железобетонного элемента. Рассматривая воздействие S на конструктивный элемент как случайную величину и учитывая случайный характер функции предельного состояния R , задачу оценки надежности конструктивного элемента можно представить как задачу анализа характеристик случайной величины $M = R - S$.

Вероятность разрушения в этом случае будет определяться по формуле:

$$p_f = P(R < S) = P(M < 0). \quad (9)$$

Более распространенной оценкой риска на стадии проектирования и обследования является индекс надежности β , рассчитываемый исходя из предположения и нормального закона распределения функции воздействия, функции предельного состояния и независимости случайных величин S и R :

$$\beta = -\Phi^{-1}(p_f) = \frac{m_R - m_S}{\sqrt{s_R^2 + s_S^2}}.$$

В соответствии с ИСО СТБ 2394-2007 критерий обеспечения надежности задается неравенством:

$$\beta \geq \beta_{\text{тар}}, \quad (10)$$

где $\beta_{\text{тар}}$ – минимальный целевой индекс надежности, численные значения которого задаются в зависимости от степени ответственности конструкции.

Для оценки индекса надежности выполняется вероятностный расчет, в котором с помощью генераторов псевдослучайных последовательностей (ГПСЧ) моделируются прочностные характеристики материалов, геометрические параметры, площадь арматуры. Если известен коэффициент вариации по нагрузке, то строится вероятностная модель воздействия на конструктивный элемент. Причем модель воздействия не влияет на оценку распределения функции предельного состояния, но оказывает существенное влияние на распределение оценок по деформациям.

Вероятностные модели, применяемые при проектировании. Проектирование строительных конструкций опирается на полувероятностные методы расчета, основанные на частных коэффициентах безопасности. Калибровка коэффициентов безопасности выполняется с учетом особенностей производства и систем контроля качества, принятых в той либо иной стране [17].

Действующие нормы Республики Беларусь [12], определяя параметрический ряд классов бетонов и арматуры, определяют семейство вероятностных моделей материалов. Параметры распределения случайной величины восстанавливаются по нормативным и средним значениям прочностных характеристик. Однако, в отличие от анализа результатов при обследовании, для моделирования тех или иных величин применяются распределения, отличные от нормального распределения.

Для выполнения вероятностных расчетов на стадии проектирования требуется по известным вероятностным моделям, лежащим в основе формирования проектных классов прочности, восстановить параметры теоретических распределений и провести статистическое моделирование методом Монте-Карло или дать аналитические оценки взаимного влияния независимых случайных величин на распределение результирующей величины.

Реализация. Отраженные в данной работе особенности вероятностного расчета надежности конструктивного железобетонного элемента, методы построения распределения функции предельного состояния и других эффектов от внешнего воздействия реализованы в программном комплексе (ПК) R-Бета (рис. 12).

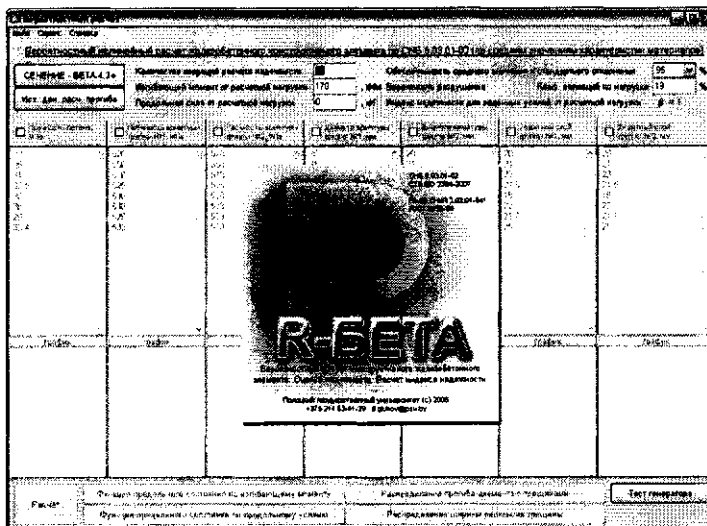


Рис. 12. Главное окно программы

На каждом шаге статистического моделирования выполняется оценка прочности, трещиностойкости, расчет ширины раскрытия трещины и прогиба по нелинейной деформационной модели в соответствии с [12]. Расчет выполняется с использованием диаграмм деформирования материалов, построенных по средним значениям характеристик.

ПК R-БЕТА включает в себя программу БЕТА 4.2+, выполняющую расчет по нелинейной деформационной модели в соответствии с нормами СНБ 5.03.01-02 Республики Беларусь, СП 52-101-03 и СП 52-102-04 России, Eurocode2.

ПК R-БЕТА выполняет расчеты в соответствии с нормами СНБ 5.03.01-02 согласно требованиям, предъявляемым к нелинейным расчетам железобетонных конструкций, выполняемых методом статистического моделирования.

В ПК R-БЕТА использован алгоритм ГПСП Джорджа Марсаглия, а также аппроксимации распределений Стьюдента и χ^2 с погрешностью не более 0,1 % для объемов выборки до 1000 образцов.

Функции ПК R-БЕТА:

1. Формирование сечения, нормального к продольной оси железобетонного элемента (материалы, геометрия), по результатам обследования:

- прочности бетона;
- прочности арматуры растянутой зоны;
- прочности арматуры сжатой зоны;
- диаметра арматуры растянутой зоны;
- диаметра арматуры сжатой зоны;
- защитного слоя арматуры растянутой зоны;
- защитного слоя арматуры сжатой зоны.

2. Назначение усилий от расчетной нагрузки и их коэффициента вариации.

Программный комплекс R-БЕТА позволяет:

- определять выборочные характеристики распределений заданных случайных переменных;
- определить доверительные интервалы среднего и стандартного отклонений и с заданной обеспеченностью оценивать характеристики распределений генеральной совокупности выбранных случайных переменных;
- определять нормативные характеристики случайных переменных (5 % квантили) по характеристикам распределения генеральной совокупности;
- строить гистограммы функций распределения случайных переменных;
- выполнять вероятностный расчет и получать характеристики распределения функции предельного состояния и других характеристик конструктивного железобетонного элемента;
- определять с заданной обеспеченностью характеристики распределения генеральной совокупности функции предельного состояния, момента трещинообразования, ширины раскрытия трещины, прогиба;
- строить гистограмму распределения функции предельного состояния (рис. 13);

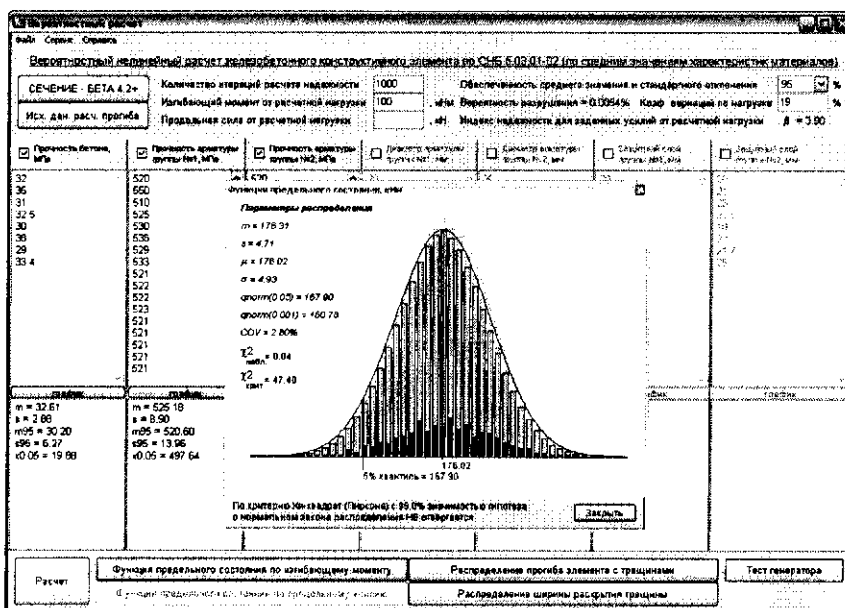


Рис. 13. Функция предельного состояния балки 600 × 300

- рассчитывать вероятность разрушения конструктивного железобетонного элемента при заданном распределении эффекта от внешнего воздействия;

- рассчитывать индекс надежности конструктивного железобетонного элемента.

Заключение. В работе рассмотрены методы статистической обработки данных измерений, применяемые при обследовании строительных конструкций, методы идентификации параметров теоретических распределений (нормального, логарифмически нормального и гамма-распределения), определения доверительных интервалов среднего и стандартного отклонения с заданной обеспеченностью применительно к задачам оценки надежности строительных конструкций.

Рассмотрены особенности реализации вероятностной модели железобетонного конструктивного элемента, универсальные методы расчета функций вероятности, квантилей исходных и результирующих распределений. Данные оценки позволяют на стадии обследования получить нормативные характеристики материалов конструкции и определить условный класс прочности.

Выполнена систематизация подходов к построению вероятностной модели строительной конструкции. Данные подходы реализованы в виде системы алгоритмов и интегрированы в программном продукте ПК R-Бета.

ЛИТЕРАТУРА

1. Многоуровневая система оценки надежности железобетонных конструкций эксплуатируемых и реконструируемых зданий и сооружений / В.В. Тур [и др.] // Строительная наука и техника. – 2007. – № 4. – С. 4 – 19.
2. Казачек, В.Г. Проблемы обеспечения надежности железобетонных конструкций при проектировании, обследовании и эксплуатации зданий и сооружений / В.Г. Казачек // Строительная наука и техника. – 2007. – № 6. – С. 28 – 38.
3. Гмурман, В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: учеб. пособие для вузов / В.Е. Гмурман. – 5-е изд., перераб. и доп. – М.: Высш. шк., 1977. – 479 с.
4. Прикладная статистика. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров гамма-распределения: ГОСТ 11,011-83.
5. Елисеева, И.И. Общая теория статистики: учебник / И.И. Елисеева, М.М. Юзбашев; под ред. И.И. Елисеевой. – 4-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 1999. – 480 с.
6. Вентцель, Е.С. Теория вероятностей: учеб. для вузов / Е.С. Вентцель. – 7-е изд. стер. – М.: Высш. шк., 2001. – 575 с.
7. Орлов, А.И. Прикладная статистика / А.И. Орлов [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.aup.ru/books/m163/>. – М.: Изд-во «Экзамен», 2004.
8. Изделия строительные железобетонные и бетонные заводского изготовления. Методы испытаний нагружением. Правила оценки прочности, жесткости и трещиностойкости: ГОСТ 8829-94. – Изменения № 1 Респ. Беларусь.
9. Изделия строительные железобетонные и бетонные заводского изготовления. Методы испытаний нагружением. Правила оценки прочности, жесткости и трещиностойкости: ГОСТ 8829-94.
10. Усиление железобетонных конструкций: СНиП 2.03.01-84*: Пособие П 1-98 к СНиП.
11. Ton Vrouwenvelder Reliability Based Code calibration The use of the JCSS Probabilistic Model Code / Joint Committee of Structural Safety Workshop on Code Calibration, March 21/22, Zurich.
12. Бетонные и железобетонные конструкции: СНБ 5.03.01-02 / РУП «Минсктиппроект». – Минск, 2003. – 139 с.
13. Дубнер, П.Н. Вычисление прямых и обратных функций распределения / П.Н. Дубнер. – Сер. Статистика и стохастические системы, вып. 15. – М.: Изд-во МГУ, 1971.
14. EN 1990 Eurocode – Basis of structural design. CEN 2002.
15. ISO 2394 General principles on reliability for structures, ISO 1998.
16. CEN, «ENV 1993-1-1: Eurocode 3 Tiel 1-1: Annex Z – Determination of design resistance from tests», European Committee for Standardisation. – Brussels, 1993.
17. Gulvanessian, H. Designer's Guide to EN 1990, Eurocode: Basis of Structural Design / H. Gulvanessian, J.-A. Calgaro, M. Holický. – London: Thomas Telford, 2002. – 192 p.

Поступила 21.04.2008