



УДК 624.21 + 519.23

Майстренко И.Ю. – кандидат технических наук, доцент

E-mail: igor_maystr@mail.ru

Казанский государственный архитектурно-строительный университет

Адрес организации: 420043, Россия, г. Казань, ул. Зелёная, д. 1

Оценка выносливости элементов стальных конструкций автодорожных мостов на основе метода имитационного статистического моделирования

Аннотация

В работе представлены основы для усовершенствованной системы оценки, позволяющей на основе метода имитационного статистического моделирования в комбинации с другими методами теории надежности и математической статистики выполнить расчетное прогнозирование выносливости элементов стальных конструкций автодорожных мостов. Отличие предлагаемой системы оценки состоит в том, что в расчетах используются статистические функции распределения характерных факторов, а переход от исходных к промежуточным и конечным параметрам осуществляется на основе детерминированных функций взаимодействия между этими факторами. В основу получения аналитических выражений для описания случайных процессов изменения во времени расчетных параметров положен прием доверительной аппроксимации числовых множеств, разработанный автором.

Ключевые слова: автодорожный мост, стальная конструкция, выносливость, имитационный, статистический, моделирование.

Введение. Для оценки выносливости элементов стальных конструкций мостов и их соединений требуется информация, позволяющая учитывать изменчивость скорости и интенсивности подвижной нагрузки, ее взаимное расположение как в колонне, так и по полосам (при многополосном движении), а также ряд других характерных факторов, предусмотренных сводом правил СП.35.13339.2011 [1].

Как показывает анализ результатов различных научных исследований в области мостостроения, а также работ в смежных отраслях науки [6, 9], уже накоплен достаточно разнообразный статистический материал, который требует систематизации и в определенной степени верификации. Так, например, в работе [2] представлена статистическая информация по результатам изучения особенностей движения временных подвижных нагрузок и разработаны алгоритмы их нормирования, а в работе [5] представлены результаты исследований по физико-химическому и математическому моделированию коррозионного разрушения стальных конструкций.

В данной работе рассмотрены основы для усовершенствованной методики оценки и расчетного прогнозирования выносливости элементов стальных конструкций автодорожных мостов, базирующиеся на комбинациях методов теории надежности и математической статистики, методов строительной механики и менеджмента риска [8]. Отличие предлагаемой системы оценки состоит в том, что в расчетах используются статистические функции распределения характерных факторов, а переход от исходных к промежуточным и конечным параметрам осуществляется на основе детерминированных функций взаимодействия между этими факторами и алгоритмов обработки числовых множеств [3, 4], получаемых при имитационном моделировании основных процессов.

Также следует отметить, что в настоящее время происходит активное внедрение и совершенствование различных систем автоматизированного контроля транспортных потоков. Использование такого рода систем, как, например, «Авто-Инспектор» и «Трафик-Инспектор», позволяет формировать статистические отчеты по параметрам уличного движения на конкретных направлениях – улицах, подходах и непосредственно на искусственных сооружениях. Это, в свою очередь, дает возможность получения достаточно объективной информации о количестве проехавших автомобилей, средней скорости потока, загруженности полос движения, средней дистанции между автомобилями, интервале времени между проездами автомобилей, количестве легковых и грузовых автомобилей. Таким образом, новые технологии контроля транспортных потоков

позволяют, с заданной достоверностью, выполнить прогнозирование случайных процессов в системе «искусственное сооружение – среда эксплуатации – процессы деградации».

Основные положения усовершенствованной системы оценки выносливости.

Рассмотрим характерную расчетную комбинацию: «циклы нагрузки – усталостная прочность элемента – процессы деградации». Запишем условия обеспечения сопротивления усталостному разрушению для выбранной расчетной комбинации, при этом будем считать, что за период времени t имели место определенные постепенные изменения расчетных свойств элемента (процессы деградации):

$$\sigma_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\sigma} \leq R_{v\sigma}(t)(N_{\Delta R}, N_v), \quad (1)$$

$$\tau_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\tau} \leq R_{v\tau}(t)(N_{\Delta R}, N_v), \quad (2)$$

$$\left(\frac{\sigma_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\sigma}}{R_{v\sigma}(t)(N_{\Delta R}, N_v)} \right)^3 + \left(\frac{\tau_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\tau}}{R_{v\tau}(t)(N_{\Delta R}, N_v)} \right)^5 \leq 1, \quad (3)$$

где $\sigma_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\sigma}$ и $\tau_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\tau}$ – случайные процессы изменения за время эксплуатации элемента амплитудного нормального и касательного напряжения в расчетном сечении при определенном числе циклов $N_{\Delta\sigma}$ и $N_{\Delta\tau}$ перемены напряжений, $R_{v\sigma}(t)(N_{\Delta R}, N_v)$ и $R_{v\tau}(t)(N_{\Delta R}, N_v)$ – случайные процессы изменения во времени длительной, на базе N_v циклов, усталостной прочности элемента при определенном числе циклов $N_{\Delta R}$ нагружения.

Параметры неравенств (1)-(3) оцениваются индивидуально для каждой группы элементов и могут быть получены на основании детерминированных функций взаимодействия между протекающими во времени случайными процессами:

$$\sigma_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\sigma} = \frac{S_{n\sigma}(t) + S_{v\sigma}(t, N_{\Delta\sigma})}{A_\sigma(t) \cdot \gamma_m(t)}, \quad (4)$$

$$\tau_{\max,ef}(t)|N_{\Delta\tau} = \frac{S_{n\tau}(t) + S_{v\tau}(t, N_{\Delta\tau})}{A_\tau(t) \cdot \gamma_m(t)}, \quad (5)$$

где $S_{n\sigma}(t)$ и $S_{n\tau}(t)$ – случайные процессы изменения соответствующих расчетных усилий от воздействия постоянной нагрузки, $S_{v\sigma}(t, N_{\Delta\sigma})$ и $S_{v\tau}(t, N_{\Delta\tau})$ – то же от воздействия временной нагрузки при определенном числе циклов нагружения; $\gamma_m(t) \leq 1$ – случайный процесс изменения условий загружения элемента за время эксплуатации, $A_\sigma(t)$ и $A_\tau(t)$ – случайные процессы изменения во времени геометрических характеристик сечения для соответствующего вида напряженно-деформированного состояния элемента.

$$R_{v\sigma}(t)(N_{\Delta R}, N_v) = R_v|N_v + [R(t) - R_v|N_v] \cdot \frac{\ln(N_v) - \ln(N_{\Delta R})}{\ln(N_v)}, \quad (6)$$

$$R_{v\tau}(t)(N_{\Delta R}, N_v) = k_{\sigma\tau} \cdot [R_{v\sigma}(t)(N_{\Delta R}, N_v)], \quad (7)$$

где $R_v|N_v$ – массив случайных реализаций длительной усталостной прочности элемента, установленной на базе определенного числа N_v циклов, $R(t)$ – случайный процесс изменения во времени предела прочности при однократном нагружении элемента, $k_{\sigma\tau}$ – коэффициент перехода от основного расчетного сопротивления к расчетному сопротивлению для соответствующего вида напряженно-деформированного состояния элемента.

В основу получения аналитических выражений для описания случайных процессов изменения во времени расчетных параметров положен **прием доверительной аппроксимации числовых множеств**, разработанный автором, который состоит в следующем. Вначале анализируются и систематизируются исходные данные, определяются характерные для каждого расчетного параметра зоны перехода (фазы состояния), которые представляются в форме вектора состояний. Далее проводится выбор наиболее опасной (или практически значимой) прогностической модели, выполняется оптимальный подбор параметров аналитических выражений, характеризующих границы прогнозных областей с заданной доверительной вероятностью, и дается оценка адекватности модели. Задается шаг дискретизации модели (вектора времени) и с помощью генератора случайных чисел для каждого расчетного параметра создаются отдельные числовые множества, имеющие универсальное (равномерное) распределение в пределах границ изменчивости аппроксимирующих функций. В последующем аналогичные процедуры выполняются для всех рассматриваемых точек времени и затем осуществляется переход (вычисление) искомых параметров на основе детерминированных функций взаимодействия между исходными числовыми множествами. В результате получаем массивы случайных реализаций искомого параметра в точках времени, определенных шагом дискретизации. Для построения итоговой прогнозной модели вычисляются статистические характеристики полученного искомого параметра и выполняется их регрессионный анализ с целью описания рассматриваемых случайных процессов во времени.

Для выполнения имитационного моделирования расчетной комбинации по условиям (1)-(3) потребуется задать шаг дискретизации случайных процессов. Наиболее удобно принять шаг моделирования равным или сопоставимым с одним годом эксплуатации. Как известно, современные методы расчета усталостной прочности обычно базируются на линейной гипотезе накопления (суммирования) повреждений [5], получившей название гипотезы Пальмгрена-Майнера. Используя данную гипотезу, запишем условие, при котором усталостная прочность элемента будет исчерпана:

$$D\left(\overrightarrow{T}\right)N_{\Delta T} \geq F\left(\overrightarrow{T}\right)N_{\Delta T}, \quad (8)$$

где $D\left(\overrightarrow{T}\right)N_{\Delta T}$ – мера накопленных усталостных повреждений элемента в характерные точки времени ΔT , представленные вектором \overrightarrow{T} определяющих событий режима эксплуатации конструктивной системы, $F\left(\overrightarrow{T}\right)N_{\Delta T}$ – критическое значение вероятности отказа конструктивного элемента в характерные точки времени.

В качестве меры, характеризующей полученные элементом усталостные повреждения за время его эксплуатации, предлагается использовать оперативную вероятность отказа, которая понимается как условная вероятность Q_D , действительная только при выполнении комплекса предположений, например, о типах распределений для базисных переменных [6]. Тогда оценка для левой части неравенства (8) имеет вид:

$$D\left(\overrightarrow{T}\right)N_{\Delta T} \Rightarrow \sum_{\Delta T=1}^{n_T} \left(Q_D = \frac{n_{\Delta T}}{N_{\Delta T}} \right), \text{ при } N_{\Delta T} \rightarrow \infty, \quad (9)$$

где $n_{\Delta T}$ – число превышений случайной реализации наибольшего расчетного напряжения над случайной реализацией длительной усталостной прочности элемента в характерных точках времени ΔT , представленных вектором \overrightarrow{T} , $N_{\Delta T}$ – объем статистических испытаний, который соответствует числу циклов нагружения расчетного элемента в характерные точки времени ΔT , n_T – число элементов вектора \overrightarrow{T} .

Для получения критических значений вероятности отказа конструктивного элемента в характерные точки времени, представленных вектором \vec{T} , потребуется выполнение ряда процедур. В числе основных процедур следует выделить: определение конфигурации структурной схемы надежности технического объекта, определение мест переходов между стадиями жизненного цикла конструктивной системы, анализ использованных при проектировании методов расчета и определение уровня надежности конструктивной системы по стадиям жизненного цикла. Более подробно основные процедуры моделирования процесса изменения во времени уровня надежности конструктивной системы рассмотрены авторами в работе [7].

Рассмотрим пример использования положений усовершенствованной системы оценки выносливости для процедуры по формированию адекватной статистической модели транспортного потока и оценки числа расчетных воздействий на конструктивные элементы моста на основе изучения особенностей назначения и месторасположения сооружения. Проследим влияние изменения базовых компонент выбранной комбинации при следующих исходных данных. Мост автодорожный металлический балочный, расположен в черте крупного города, расчетный пролет $L = 42$ м, число полос движения – по одной в каждом направлении, материал конструкции сталь 10ХСНД по ГОСТ 19282. По данным системы автоматизированного контроля, имеется информация о параметрах потока автотранспорта на подходах к сооружению на момент выполнения оценки: средняя скорость потока $\mu_v = 25$ км/ч, максимальная скорость одиночного автомобиля, двигающегося с превышением установленной скорости, составила $v_{\max} = 110$ км/ч.

Для оценки статистических параметров воздействий подвижной нагрузки используем модель изменения минимально допустимого расстояния между центрами тяжести смежных автомобилей L_{\min} от скорости движения v на основании данных наблюдений, приведенных в работе [2]. Учитывая изменчивость режима проезда автомобилей, расстояние между автомобилями $L_{\min,\beta}(v)$ с надежностью β характеризуется детерминированной $f(v)$ и случайной $\varepsilon_\beta(v)$ составляющими скорости транспортного потока:

$$L_{\min,\beta}(v) = f(v) \pm \varepsilon_\beta(v). \quad (10)$$

Зададимся доверительной вероятностью β , равной 0,999. Тогда значения параметров в модели (10) по данным наблюдений, обобщенных в работе [2], определяются зависимостями, м/с:

$$f(v) = 0,057 \cdot v^{2,101} + 15,846, \quad (11)$$

$$\varepsilon_\beta(v) = 2,125 \cdot \sqrt{0,2 + \frac{8,61 \cdot (v - 15)^2}{28,284}}. \quad (12)$$

На рис. 1 показана модель изменения минимально допустимого расстояния безопасности между центрами тяжести смежных автомобилей от скорости движения для принятой доверительной вероятности. В этой модели сплошной линией показана детерминированная составляющая, полученная по формуле (11), а пунктирными линиями – границы случайной составляющей, рассчитанные по формуле (12).

Для описания изменения скорости потока автомобилей $v(j)$ используем односторонне усеченный нормальный закон:

$$\left. \begin{aligned} v(j) &= f_v(\mu_v; \Delta_v) N_v, \quad \text{при } v_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, N_v \\ v(j) &= 0 | N_v, \quad \text{при } v_j < 0, \quad j = 1, 2, \dots, N_v \end{aligned} \right\}, \quad (13)$$

где μ_v и Δ_v – выборочное среднее и среднее квадратическое отклонение скорости потока автомобилей, N_v – объем множества случайных реализаций параметра $v(j)$.

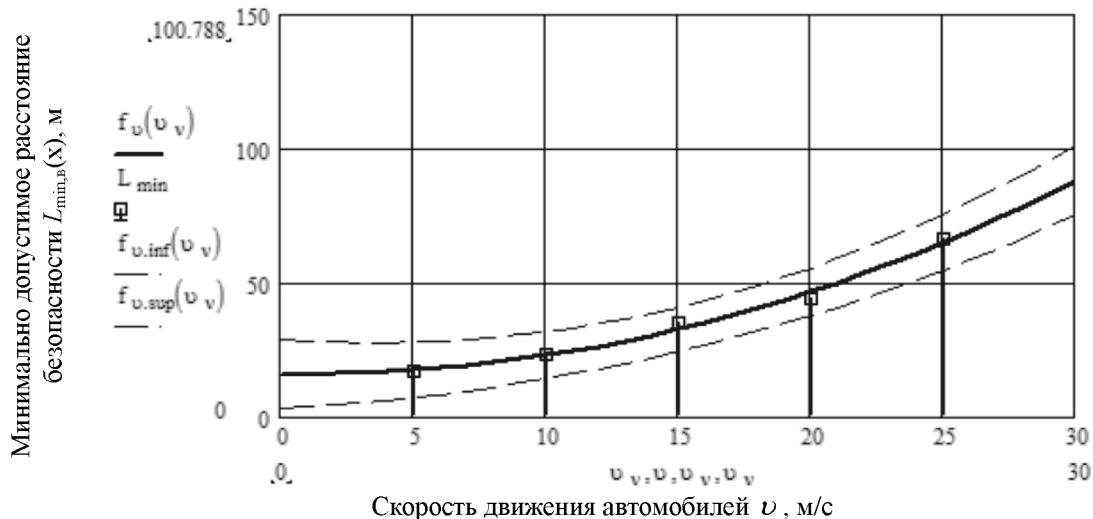


Рис. 1. Модель изменения минимально допустимого расстояния безопасности между центрами тяжести смежных автомобилей от скорости движения $L_{\min,\beta}(v)$

Для исходной статистической информации:

$$\Delta_v = \frac{v_{\max} - \mu_v}{t_{N_v, \beta}} = 7,16 \text{ м/с}, \quad (14)$$

где t_{β, N_v} – коэффициент Стьюдента, зависящий от объема выборки N_v и принятой доверительной вероятности β , при соблюдении условия $\beta \geq \frac{N_v - 1}{N_v + 1}$.

Применяя закон распределения (13), с помощью генератора случайных чисел получаем массив случайных реализаций $v(j)$, который в сочетании с функциями взаимодействия (10) – (12) в последующем используем для моделирования расчетных ситуаций воздействия потока автомобилей. При этом подчиняем расчетную ситуацию усеченному закону Пуассона и проводим вычисление вероятности $P_k(j)$ попадания k автомобилей ($k \neq 0$) на отрезок L с учетом коррекции на стеснение транспортного потока, то есть числа автомобилей $k = 1, 2, \dots, n$, которые могут одновременно находиться на расчетном пролете. Для обработки числовых множеств использованы приемы и способы, позволяющие обеспечить наиболее эффективное решение поставленной задачи согласно исследованиям, выполненным в работе [4], а также детерминированные функции взаимодействия, обоснованные в работе [2]:

$$P_k(j) = \bar{P}_k(j) \cdot (1 + \Delta \bar{P}_k(j)), \quad (15)$$

$$\bar{P}_k(j) = c_k \cdot m(j) \cdot (j!)^{-1} \cdot \exp(-m(j)), \quad (16)$$

$$c_k = \left[\sum_{j=1}^{N_v} \frac{m(j)}{(j!)} \right]^{-1} \cdot \exp(m(j)), \quad (17)$$

где c_k – постоянная величина усечения, определяемая максимально возможным числом $n(j) = \frac{L}{L_{\min}(j)}$ автомобилей, которые могут одновременно находиться на отрезке L , за интервал времени τ , сек, если $m(j) = L \cdot u(j) \cdot \tau \cdot v(j)$, $\Delta \bar{P}_k(j)$ – вероятность появления дополнительных автомобилей в k -й разряд вследствие стеснения, оцениваемая пропорционально вероятностям $P_k(j)$ для которых $k = 0$, в зависимости от интенсивности потока $u(j)$.

Интенсивность потока автомобилей $u(j)$ моделируется на основании известной взаимосвязи с плотностью движения $d(j)$, например по данным работы [2], в которой предложена соответствующая линейная зависимость с помощью эмпирического коэффициента κ , значения которого установлены в пределах $1,9 \cdot 10^{-5} \dots 3,7 \cdot 10^{-5}$.

Вероятность $\Delta \bar{P}_k(j)$ определяется выражением:

$$\Delta \bar{P}_k(j) = \frac{u(j) - \sum_{j=1}^{N_D} \bar{P}_k(j) \cdot \frac{\tau}{L} \cdot v(j)}{\frac{3600}{L} \cdot v(j) \cdot \sum_{j=1}^{N_D} (j \cdot \bar{P}_k(j))}. \quad (18)$$

Создадим массив случайных реализаций $\kappa(j)$ с помощью функции равномерного распределения случайной величины и вычислим интенсивность потока на основании зависимости:

$$u(j) = \frac{d(j)}{\kappa(j)}. \quad (19)$$

Оценка ожидаемых событий λ_k одновременного нахождения k автомобилей на отрезке L за интервал времени τ определится выражением:

$$\lambda_k(j) = \sum_{j=1}^{N_D} \left(P_k(j) \cdot \frac{\tau \cdot v(j) \cdot \psi(j)}{L} \right), \quad (20)$$

где $\psi(j)$ – массив случайных реализаций параметра, учитывающего эффект стеснения движения вследствие маневрирования транспортных средств внутри потока, например, вследствие искусственного создания многополосного движения из-за несоблюдения установленного интервала между автомобилями – в рамках решения задачи исследования использована функция равномерного распределения величины, которая случайно изменяется между 0,8 и 1,0.

Для определения числа нагрузений N_k пролетного строения моста за интервал τ выполняются многократные прогоны n_{Nk} (не менее 50) модели изменчивости транспортного потока для исходной статистической информации:

$$N_{k,i} = \sum_{k=1}^{N_D} \sum_{j=1}^{N_D} \lambda_k(j) n_{Nk}, \quad i = 1, 2, \dots, n_{Nk}, \quad (21)$$

и оцениваются наименьшее $N_{k,i}^{\inf}$ и наибольшее $N_{k,i}^{\sup}$ ожидаемое число нагрузений пролетного строения моста:

$$\left[N_{k,i}^{\inf}; N_{k,i}^{\sup} \right]. \quad (22)$$

Адекватность результатов, полученных в ходе имитационного эксперимента по оценке числа нагрузений пролетного строения моста, подтверждается при выполнении условия:

$$N_D \in \left[N_{k,i}^{\inf}; N_{k,i}^{\sup} \right]. \quad (23)$$

Если условие (23) не выполняется, то значение N_D корректируется, и данная процедура возобновляется до получения устойчивых результатов имитационного эксперимента.

Для исходных статистических данных при $\tau = 1$ ч выполнено моделирование транспортного потока при $\mu_D = 25$ км/ч, $\beta = 0,999$ и $N_D = 1400$ и определено, что наибольшее число автомобилей, которые могут одновременно находиться на расчетном пролете, равно трём. На основе разработанного автором программного модуля в среде MathCAD дана оценка числа расчетных воздействий на конструктивные элементы моста и установлено, что границы изменчивости ожидаемого числа расчетных воздействий за 1 час лежат в интервале от 1193 до 1503 (рис. 2). Адекватность полученных результатов подтверждается выполнением выполнения условия (23): $(N_D = 1400) \in [1193; 1503]$.

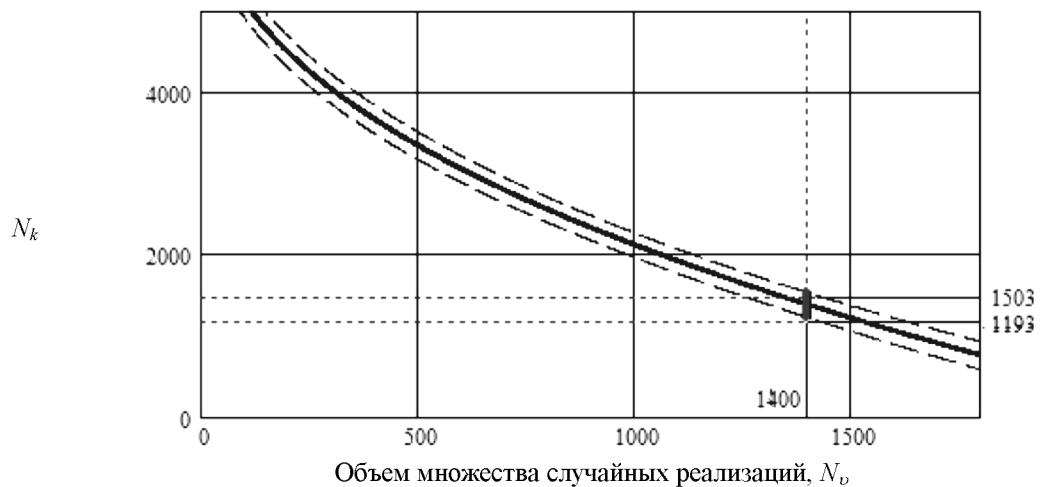


Рис. 2. Фрагмент анализа статистической зависимости ожидаемого числа нагрузений пролетного строения моста N_k за 1 час от принятого объема имитационного эксперимента N_v

В табл. 1 приведены основные статистические характеристики массива случайных реализаций $P_k(j)$, полученного по формуле (15), и даны интервальные оценки вероятности ожидаемого числа автомобилей, которые могут одновременно находиться на расчетном пролете L , при $k = 1, 2, 3$, с учетом коррекции на стеснение.

Таблица 1
Результаты оценки вероятности ожидаемого числа автомобилей,
которые могут одновременно находиться на расчетном пролете за интервал 1 ч

| Число автомобилей, которые могут одновременно находиться на расчетном пролете, k | Статистические характеристики массива случайных реализаций $P_k(j)$ | | Интервальная оценка вероятности ожидаемого числа автомобилей | |
|--|---|---|--|------------------------------------|
| | Среднее значение, μ_{P_k} | Среднее квадратическое отклонение, Δ_{P_k} | Нижняя граница $P_{k,\text{inf}}$ | Верхняя граница $P_{k,\text{sup}}$ |
| 1 | $1,778 \cdot 10^{-3}$ | $1,362 \cdot 10^{-3}$ | $1,658 \cdot 10^{-3}$ | $1,898 \cdot 10^{-3}$ |
| 2 | $7,293 \cdot 10^{-4}$ | $5,371 \cdot 10^{-4}$ | $6,819 \cdot 10^{-4}$ | $7,766 \cdot 10^{-4}$ |
| 3 | $3,798 \cdot 10^{-4}$ | $3,697 \cdot 10^{-4}$ | $3,471 \cdot 10^{-4}$ | $4,123 \cdot 10^{-4}$ |

Пример использования положений усовершенствованной системы оценки выносливости для процедуры по выбору расчетных схем загружения временной нагрузкой. Для получения внутренних усилий в главных балках пролетного строения моста использован метод конечного элемента в перемещениях и программный комплекс «Лира». Загружение пролетного строения выполнено на основании принципиальной схемы, показанной на рис. 3, применительно для $k = 1, 2, 3$. Разряд загружения k , определяется числом автомобилей, размещенных на длине L .

Число расчетных загружений (объем выборки) определяется возможными вариантами размещения k нагрузок на длине L . Последовательность выполнения комплекса загружения пролета двухосной нагрузкой АК принята следующей:

- выбрано число расчетных сечений вдоль пролета моста – принято равным 41, с шагом дискретизации 1 м;
- загружение разряда $k = 1$ – загружение одиночной тележкой АК (крайняя ось тележки устанавливалась на жесткую опору и затем последовательно смешалась вдоль пролета с выбранным шагом дискретизации);

- загружение разряда $k = 2$ – загружение сдвоенной тележкой АК (крайняя ось первой тележки устанавливалась на жесткую опору, а вторая на расстоянии 1 м между передней осью первой и последней осью второй тележки, и затем последовательно вторая тележка смешалась вдоль пролета с выбранным шагом дискретизации; далее сдвоенная тележка АК смешалась на шаг дискретизации в сторону гибкой опоры, и в последующем все процедуры загружения были повторены необходимое число раз);
- загружение разряда $k = 3$ – загружение строенной тележкой АК (схема размещения аналогична принятой для загружения разряда $k = 2$ с корректировкой на число тележек АК; вначале третья тележка смешалась вдоль пролета с выбранным шагом дискретизации; далее вторая и третья тележка смешались на шаг дискретизации в сторону гибкой опоры с повторением процедур загружения; затем строенная тележка смешалась на шаг дискретизации в сторону гибкой опоры, и процедуры загружения также были повторены);
- статистический анализ полученных выборочных данных, с обоснованием закона распределения случайной величины для каждого отдельно взятого усилия и оценкой необходимых (определяющих) статистических параметров.

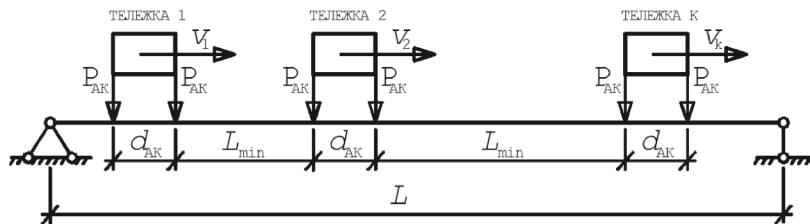


Рис. 3. Принципиальная схема загружения главной балки пролетного строения временной нагрузкой:
 P_{AK} – нагрузка на ось тележки расчетного автомобиля; d_{AK} – база тележки двухосной колесной нагрузки;
 L_{min} – минимально возможное расстояние безопасности; v_1, v_2, \dots, v_k – скорость одиночного
 $1, 2, \dots, k$ -го автомобиля; L – длина расчетного пролета

Таблица 2

**Результаты выполнения комплекса загружений расчетного пролета
временной нагрузкой по схеме АК**

| k | Усилие | Объем выборки | Статистические характеристики выборки | | | | | |
|---|--------|---------------|---------------------------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------|-----------------------|----------------------|
| | | | Среднее арифметическое значение | Среднее квадратическое отклонение | Коэффициент вариации | Медиана выборки | Максимальное значение | Минимальное значение |
| 1 | M_v | 41 | 2792,08 кН·м | 1167,09 кН·м | 0,418 | 3129,94 кН·м | 4055,24 кН·м | 289,58 кН·м |
| | Q_v | 41 | 198,43 кН | 111,61 кН | 0,563 | 195,44 кН | 388,49 кН | 7,15 кН |
| 2 | M_v | 820 | 4716,81 кН·м | 1528,25 кН·м | 0,324 | 4704,70 кН·м | 8327,90 кН·м | 293,15 кН·м |
| | Q_v | 820 | 385,76 кН | 148,86 кН | 0,386 | 386,10 кН | 743,60 кН | 23,83 кН |
| 3 | M_v | 2280 | 6608,78 кН·м | 1751,33 кН·м | 0,265 | 6629,24 кН·м | 11061,05 кН·м | 1551,55 кН·м |
| | Q_v | 2280 | 570,3 кН | 162,6 кН | 0,285 | 572,0 кН | 1036,6 кН | 109,63 кН |

Комплекс загружений временной нагрузкой по схеме АК [1] выполнен для расчетного пролета 42 м при возможном размещении от одной до трёх тележек колесной нагрузки. В табл. 2 сведены статистические характеристики функций распределения

экстремальных (наибольших) значений изгибающего момента M_v и поперечной силы Q_v , действующих на одну главную балку пролетного строения.

Анализ данных табл. 2 показывает, что при планировании имитационного эксперимента число расчетных сечений вдоль пролета рациональнее выбирать таким образом, чтобы получать по окончании эксперимента выборки значений отдельно взятых усилий с объемом порядка 10^3 – это позволит уменьшить деформацию формы итогового распределения вероятностей.

Вывод. Имитационные эксперименты, базирующиеся на рациональной комбинации методов теории надежности и математической статистики, методов строительной механики и менеджмента риска, в сочетании с объективными данными систем автоматизированного контроля транспортных потоков, позволяют, с заданной достоверностью, выполнить прогнозирование случайных процессов в системе «искусственное сооружение – среда эксплуатации – процессы деградации».

Список литературы

1. Свод правил СП.35.13339.2011. Мосты и трубы. Актуализированная редакция СНиП 2.05.03-84*. – М.: ОАО ЦПП, 2011. – 341 с.
2. Барченков А.Г. Динамический расчет автодорожных мостов. – М.: Транспорт, 1976. – 199 с.
3. Кельтон В.Д., Аверилл Лоу. Имитационное моделирование. Классика CS. – 3-е изд. – СПб.: Питер; Киев: Изд. гр. BHV, 2004. – 847 с.
4. Майстренко И.Ю., Манапов А.З. Статистическое моделирование работы строительных конструкций методом Монте-Карло. Работа с числовыми множествами // Известия КГАСУ, 2012, № 2 (20). – С. 84-93.
5. Горохов Е.В., Брудка Я., Лубиньски М. и др. Долговечность стальных конструкций в условиях реконструкции. – М.: Стройиздат, 1994. – 488 с.
6. Шпете Г. Надежность несущих строительных конструкций / Пер. с нем. О.О. Андреева. – М.: Стройиздат, 1994. – 288 с.
7. Майстренко И.Ю., Манапов А.З. Моделирование процесса изменения во времени уровня надежности конструктивной системы // Известия КГАСУ, 2010, № 1 (13). – С. 132-140.
8. ГОСТ Р 51901.5-2005 (МЭК 61078:2006). Менеджмент риска. Руководство по применению методов анализа надежности.
9. Райзер В.Д. Методы теории надежности в задачах нормирования расчетных параметров строительных конструкций. – М.: Стройиздат, 1986. – 192 с.

Maystrenko I.Yu. – candidate of technical sciences, associate professor

E-mail: igor_maystr@mail.ru

Kazan State University of Architecture and Engineering

The organization address: 420043, Russia, Kazan, Zelenaya st., 1

Estimation durability of steel constructional elements of highway bridge on basis of statistical simulation method

Resume

To estimate the endurance of steel elements of bridges and their compounds requires information allowing to consider the variability of rate and intensity of movable load, its relative location in the column, and the bands (multilane in motion) as well as other relevant factors.

As the analysis of the results of various scientific studies in the field of bridge construction, as well as work in related fields of science, has accumulated a rich statistical material that requires a systematic and, to some extent, of verification.

This paper presents a framework for an improved methodology for assessing and forecasting the estimated endurance of steel structure elements of highway bridges based on a

combination of the reliability theory and mathematical statistics, methods of structural mechanics and risk management. The difference between the proposed evaluation system is used in the calculations that the statistical distribution functions characteristic factor , and the transition from the initial to intermediate and final parameters is based on deterministic functions interaction between these factors and algorithms for numerical sets obtained by a simulation of basic processes.

At the heart of obtaining analytical expressions for the description of random processes of change over time calculation parameters laid receiving confidential approximation of sets of numbers developed by the author.

The paper discusses the practical examples of developed regulations for an improved system of procedures for the formation of an adequate statistical model of traffic flow and estimate the number of estimated impacts on the structural elements of the bridge on the basis of studying the characteristics and location of the destination facilities and procedures for the selection of design schemes uploading time load.

Found that the simulation experiments based on a combination of rational methods of reliability theory and mathematical statistics, methods of structural mechanics and risk management, in conjunction with the objective data of automated traffic control, permit, with a given reliability, perform a prediction of random processes in the «artificial construction – Wednesday manual – processes of degradation».

Keywords: highway bridge, steel construction, durability, simulation, statistical, modeling.

References

1. Rulebook SP.35.13339.2011. Bridges and pipes. Updated edition of SNIP 2.05.03-84*. – M., 2011. – 341 p.
2. Barchenkov A.G. Dynamic calculation of road bridges. – M.: Transport, 1976. – 199 p.
3. Kelton V.D., Averill Lowe. Simulation. Classic CS. 3rd ed. – St. Petersburg: Peter, Kiev Univ. g. BHV, 2004. – 847 p.
4. Maystrenko I.Yu., Manapov A.Z. Statistical modeling of building structures using the Monte Carlo method. Working with numeric sets // News KSUAE, 2012, № 2 (20). – P. 84-93.
5. Gorohov E.V., Brudka J., Lubinski M. Et al Durability of steel structures under renovation. – M.: Stroyizdat, 1994. – 488 p.
6. Spaethe G. Reliability bearing structures / Per. with it O.O.Andreev. – M.: Stroyizdat, 1994. – 288 p.
7. Maystrenko I.Yu., Manapov A.Z. Simulation of the process of change in the level of reliability of the structural system // News KSUAE, 2010, № 1 (13). – P. 132-140.
8. GOST R 51901.5-2005 (IEC 61078:2006). Management of risk. Guidance on the application of methods of reliability analysis.
9. Reiser V.D. Methods of reliability theory in problems of normalization of design parameters of building structures. – M.: Stroyizdat, 1986. – 192 p.