

ПРОЕКТИРОВАНИЕ И СТРОИТЕЛЬСТВО ДОРОГ, МЕТРОПОЛИТЕНОВ, АЭРОДРОМОВ, МОСТОВ И ТРАНСПОРТНЫХ ТОННЕЛЕЙ

ENGINEERING AND CONSTRUCTION OF ROADS, SUBWAYS, AIRDROMES, AND TUNNELS

Вестник Томского государственного
архитектурно-строительного университета.
2023. Т. 25. № 4. С. 199–210.

ISSN 1607-1859 (для печатной версии)
ISSN 2310-0044 (для электронной версии)

Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo
arkhitekturno-stroitel'nogo universiteta –
Journal of Construction and Architecture.
2023; 25 (4): 199–210.
Print ISSN 1607-1859
Online ISSN 2310-0044

НАУЧНАЯ СТАТЬЯ

УДК 624.21.07:624.154-048.24

DOI: 10.31675/1607-1859-2023-25-4-199-210

EDN: TFZAIP

О НАДЕЖНОСТИ ШТАМПОВЫХ ИСПЫТАНИЙ ПО ГРУНТУ ПРИ ВОЗВЕДЕНИИ СВАЙНОГО ФУНДАМЕНТА ОПОР МОСТОВ

**Владимир Михайлович Картопольцев¹,
Андрей Владимирович Картопольцев¹,
Александр Аверьянович Алексеев²**

¹ООО «ДИАМОС», г. Томск, Россия

²Томский государственный архитектурно-строительный университет,
г. Томск, Россия

Аннотация. *Актуальность.* Требования на проведение штамповых испытаний по грунту под острием буронабивных свай обосновываются нормативно-техническим регламентом на возведение свайных фундаментов опор мостов. В научных публикациях отсутствует информация оценки надежности испытаний. Фундаменты опор мостов являются элементами мостовых сооружений и относятся к стратегическим и экономически ответственным объектам транспортной инфраструктуры территории РФ, поэтому должны обладать высоким уровнем надежности как на стадии проектирования, так и эксплуатации.

Цель. Практическое применение теории надежности для штамповых испытаний для обеспечения контроля строительства и экономических затрат. Вероятностный подход в обеспечении надежности штамповых испытаний обусловлен факторами случайной

природы характеристик напряженно-деформированного состояния грунтов под острием буронабивной сваи, их вероятностью безотказной работы.

Результаты. Рассмотрены примеры плотности распределения вероятности отказов в функции времени, допускающие некоторые ограничения в виде этапов и времени нагружения без снижения достоверности результатов испытаний, и возможность использования реальной экспериментальной зависимости «нагрузка – осадка» для обоснования программных требований и экономической целесообразности проведения работ.

Ключевые слова: мост, опора, грунт, штамп, надежность, испытания, прочность, долговечность, сваи

Для цитирования: Картопольцев В.М., Картопольцев А.В., Алексеев А.А. О надежности штамповых испытаний по грунту при возведении свайного фундамента опор мостов // Вестник Томского государственного архитектурно-строительного университета. 2023. Т. 25. № 4. С. 199–210. DOI: 10.31675/1607-1859-2023-25-4-199-210. EDN: TFZAIP

ORIGINAL ARTICLE

RELIABILITY OF PLATE-BEARING TESTS OF PILE FOUNDATIONS FOR BRIDGE ABUTMENTS

Vladimir M. Kartopoltsev¹, Audrey V. Kartopoltsev¹,
Aleksandr A. Alekseev²

¹ООО “DIAMOS”, Tomsk, Russia

²Tomsk State University of Architecture and Building, Tomsk, Russia

Abstract. The requirements for the plate-bearing test of bore piles are determined by technical regulations for the construction of pile foundations for bridge abutments. There is no information about the plate-bearing test reliability in the literature. Bridge pile foundations as bridge elements relate to strategic and economically responsible objects of the transport infrastructure in the Russian Federation and must have a high reliability level at the design stage and operation.

Purpose: Practical application of the reliability theory for plate-bearing tests to ensure control for construction and economic expenditures.

Approach: The probabilistic approach in providing plate-bearing test reliability is conditioned by a random nature of the stress-strain state of soil under the bore pile tip and nonfailure operating probability.

Research findings: Probability density functions allow restrictions such as loading stages and time without the reliability reduction of plate-bearing tests and the possibility of using the experimental load–soil settlement relation to substantiate the program requirements and economic feasibility of works.

Keywords: bridge, plate-bearing test, bridge abutment, soil, reliability, strength, durability, bore pile

For citation: Kartopoltsev V.M., Kartopoltsev A.V., Alekseev A.A. Reliability of plate-bearing tests of pile foundations for bridge abutments. Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo arkhitekturno-stroitel'nogo universiteta – Journal of Construction and Architecture. 2023; 25 (4): 199–210. DOI: 10.31675/1607-1859-2023-25-4-199-210. EDN: TFZAIP

Формирование режима испытания и сокращение числа испытаний могут быть осуществлены за счет форсирования режима работы. Очевидно, что

это становится возможным, если изучен характер деформирования грунтового массива под подошвой штампа, а длительность испытания (выдержки) можно сократить со времени t до времени t_0 за счет форсирования режима, исходя из условия $t_\phi = t/k_y$, где $k_y = \bar{t} / \bar{t}_\phi$ – коэффициент ускорения; \bar{t} , \bar{t}_ϕ – средние показатели до отказа в нормальном и форсированном режимах.

Форсирование режима испытания можно также достигнуть, исключая промежуточные отказы, заранее известные по своим зависимостям и показателям. Для подтверждения одной и той же нижней границы P_n отказа с доверительной вероятностью α требуется провести меньше испытаний при выполнении условия [1]:

$$P^T = 1 - m/n, \quad (1)$$

где m – число отказов за весь цикл испытаний; n – число испытаний, результаты которых подтверждены и характеризуются доверительной вероятностью $\alpha = 0,95$, которое рекомендуется определять по формуле $n = \frac{\lg(1-\alpha)}{\lg P^H}$ при

$P^H = 0,9$, $\alpha = 0,95$, $n = 0,9$. Таким образом, для подтверждения нижней границы P^H средней величины отказа требуется меньшее количество испытаний, чем это заложено в программе.

Учитывая экспоненциальное распределение результатов испытаний, в частности, параболическое во времени, число нагружений становится обратно пропорциональным времени испытания. Принимаем результаты испытаний, полученных по экспоненциальной зависимости за счет увеличения их длительности, в качестве показателя надежности. Целесообразность сокращения всего объема испытаний основывается на использовании зависимости закона Вейбулла:

$$P = e^{-(t/t_0)^M}, \quad (2)$$

где t , t_0 – средние значения результатов двух последних нагружений; M – параметр формы зависимости, отображающей закон распределения значений; P – квантиль формы, отображающей зависимость между нагрузкой и осадкой (отказ), который определяется [2] из выражения $P = \frac{t-t_0}{V \cdot t_0} + U_p \frac{t}{t_0}$; U_p – пара-

метр, соответствующий среднему значению доверительного интервала при вариации значений, равных 0,95; $V = S_t/t$ – коэффициент вариации ряда полученных значений при $t = 3t_0$; $S_t \approx 0,3$. Следовательно, $\alpha = 0,8$ при $m = 0$, $n = 9$, $U_p = 0,95$. За счет увеличения времени этапа испытания объем испытания сокращается на два этапа.

Проверку фактического уровня надежности штамповых испытаний по заданной программе можно проводить, используя одноступенчатый контроль [3]. Этот метод хорошо зарекомендовал себя при определении затраченного времени этапа нагружения и всего объема по средней величине, и в соответствии с показателем надежности испытания выясняются обстоятельства дальнейшего его проведения или прекращения. В программе назначается число

нагружений n , время t испытания каждого этапа при количестве отказов $m = 0$. Исходными данными для этих параметров являются риск испытаний α^* , риск нагружения β^* и полученное значение осадки (отказа). Величины α^* и β^* назначаются от 0,05 до 0,2 включительно, в зависимости от риска этапа испытания, чаще всего $\alpha^* = \beta^*$. Процесс контроля проводится по данным, полученным из выражений:

$$\left. \begin{aligned} 1 - \alpha^* &= \sum_{i=0}^m \frac{n \cdot t}{i \cdot t(n-i)t} (1 - P_{\alpha}(t))^i P_{\alpha}(t)^{n-i} \\ \beta^* &= \sum_{i=0}^m \frac{n \cdot t}{i \cdot t(n-i)t} (1 - P_{\beta^*}(t))^i P_{\beta^*}(t)^{n-i} \end{aligned} \right\}, \quad (3)$$

где $1 - \alpha^*$ – выражение для анализа значений, которые заложены в программе испытания; β^* – нормативные значения.

Если режим работы соответствует программе при n и m , то при одноступенчатом режиме контроля $\alpha^* \simeq \beta^*$, что соответствует зависимости « $P - \Delta$ ». Контроль среднего времени ожидания в процессе этапа нагружения должен соответствовать техническим условиям $T_{\alpha^*} T_{\beta^*}$. Однако в процессе одноступенчатого контроля справедлива зависимость $T_{\beta^* \alpha^*} = 0,5$, а $T_{\alpha^*} T_{\beta^*}$ определяется из выражения

$$\frac{T_{\beta^* \alpha^*}}{T_{\alpha^* \beta^*}} = \frac{\chi_{1-\alpha^*}^2 \cdot 2m}{\chi_{\beta^*}^2 \cdot 2n}, \quad (4)$$

где $\chi_{\beta^*}^2 \cdot 2m$, $\chi_{1-\alpha^*}^2 \cdot 2m$ – квантили уровней надежности β^* и $1 - \alpha^*$ при заданных n и m . Затем по формуле $\frac{t_{\max}}{T_{\alpha^* \beta^*}} = \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha^*}^2 \cdot 2m$ вычисляем среднее время

ожидания, необходимое для проведения контроля.

Среднее время ожидания считается удовлетворительным, если t_{\max} достаточно для проведения контроля при измененных n и m . Для штамповых испытаний на мостовом сооружении в Томской области получены следующие значения:

α^*	β^*	$T_{\alpha^*} / T_{\beta^*}$	m	$\frac{t_{\max}}{T_{\beta^*}}$
0,1	0,1	0,8	8	0,15 ч
0,2	0,2		6	0,15 ч

Общеизвестно, что штамповые испытания по грунту относятся к экстремальным экспериментам. Поэтому для контроля и анализа в процессе испытания целесообразно применять метод крутого восхождения, известный как

интерполяционный эксперимент. В связи с тем, что число нагружений не велико (≤ 10), полинома первого порядка достаточно для описания небольшого участка экспоненциальной параболической формы зависимости « $P - \Delta$ ». Вектор-градиент полинома (функции отклика на давление от штампа) определяет короткий (крутой) путь к экстремуму. Совпадения и незначительные отличия двух соседних результатов эксперимента означают окончание интерполяционного эксперимента с достаточно высокой степенью точности. Для этого вычисляем экспериментальные значения Кохрена в виде отношения максимальной величины S_{\max}^2 осадки из n нагружений к сумме всех значений:

$$S_Q = \frac{S_{\max}^2}{\sum_1^n S_n^2}. \quad (5)$$

Однородность полученных зависимых значений осадок во время испытания подтверждается, если значение S_Q не превышает критического отклонения в зависимости от величин m, n, P, V, k . В нашем случае $S_Q \cong 0,57$, $S_Q = 0,768$, $S_Q > G_i$. Адекватность проведенных штамповых испытаний и реальной работы сваи в фундаменте опор оценивается отношением дисперсии нагружения к повторяемости с использованием критерия Бартлетта.

Оценивая состояние свайного поля в строящейся опоре мостового сооружения как нормальное по сравнению с проектным и типовым, можно отметить некоторые расхождения по признакам вероятностного состояния объекта. Вероятность k возможного возникновения признаков отступления от нормативного состояния характеризуется параметрами Байеса [4]:

$$P(D_i / k) = P(D_i) \frac{P(k) D_i}{P(k)}, \quad (6)$$

где $P(D_i)$ – нормальное состояние D_i объекта испытания; $P(k) D_i$ – вероятность появления отступлений от нормального состояния D_i ; $P(D_i) / k$ – конечное прогнозируемое состояние k с отступлением от нормативного по всем признакам. При $P(k) = \sum_1^n P(D_j) P(k_i, D_j)$ получаем параметры Байеса в виде

$$P(D_i / k) = \frac{P(D_i) P(k) / D_i}{\sum_1^n P(D_j) P(k) / D_j}. \quad (7)$$

Если в полученном состоянии D_i этапа испытания или нагружения выявлены явные признаки отступления от нормального $k_1, k_2 \dots k_n$, то в формуле Байеса вместо $P(k_1 / D_i) P(k_2 / D_i)$ подставляются $P(k_1, k_2 \dots k_n / D_i) = P(k_1 / D_i) \times P(k_2 / D_i k_1) \dots \times P(k_3 / D_i k_2) \dots P(k_n / D_i k_{n-1})$.

Рассмотрим следующий пример. Штамповые испытания по грунту содержат 10 этапов нагружения с количеством n снятия показаний прогибомера о величине осадки. Для грунта испытываемой сваи рассмотрим состояния $n = 3$. Среди них:

1. Подготовка грунтового основания подошвы штампа в свае оболочки.
 2. Возможные отклонения характеристик грунта под подошвой штампа в свае оболочке по отношению к результатам проектных инженерно-гидрогеологических изысканий, в т. ч. технических.

3. Форс-мажорные изменения условий штамповых испытаний включают возможное замачивание грунта в свае-оболочке [4].

В состоянии D_1 , D_2 и D_3 признак k_1 наблюдается соответственно в 10 % случаев ($P_1(k_1 / D_1) = 0,1$), признак k_2 – в 20 % случаев ($P\left(\frac{k_1}{D_2}\right) = 0,2$) и признак k_3 – в 40 % случаев ($P_1(k_2 / D_3) = 0,4$). Условия вероятности определяются по табл. 1

Таблица 1

Условия вероятности

Table 1

Probability conditions

Случай	D_1	D_2	D_3
1. Признаки k_1 , k_2 , k_3 отсутствуют	0,02	0,03	0,7
2. Признаки k_1 и k_2 присутствуют, а k_3 отсутствует	0,07	0,6	0,2
3. Признаки k_1 и k_2 отсутствуют, k_3 присутствует	0,12	0,46	0,37

Таким образом, в первом случае наблюдается состояние 3 с вероятностью 0,7, во втором случае – состояние 2 с вероятностью 0,6 и в третьем случае – состояния 1 и 2 вероятны почти в равной степени.

При проведении штамповых испытаний по грунту под острием буронабивных свай на объекте нередко возникает ситуационная необходимость в определении надежности эксперимента без каких-либо предположений относительно плотности вероятности возможных отказов на планируемом отрезке времени при коэффициенте доверия 90 %. Такие испытания относятся к непараметрическим с использованием функции F распределения вида

$$R(t) = \frac{1}{1 + \frac{f+1}{n-f} F_{\alpha} \gamma_2 \gamma_1}, \quad (8)$$

где $R(t)$ – надежность испытания с коэффициентом доверия 90 %; f – число полученных отказов; n – число нагружений при заданной длительности;

$F_{\alpha}\gamma_2\gamma_1$ – параметры функции распределения F , принимаются по табл. 5.4 [5, 6] при $(1-\alpha) = \gamma_2 = 2f + 2$, $\gamma_1 = 2n - 2f$.

Например, при 12 нагружениях наблюдалось 2 отказа. Тогда уровень надежности $\Theta = \frac{10}{12} = 0,85$. Нижний доверительный предел при коэффициенте доверия $< 90\%$ будет $\Theta = 0,8$. Тогда при $f = 2$ и $n = 12$ имеем

$$R(t) = \frac{1}{1 + \frac{2+1}{12-2} F_{10\%} 10,32} = 0,6.$$

Таким образом, на 90 % можно быть уверенным в том, что надежность испытания превышает значения 0,6 (60 %). В случае большого количества (≥ 50) испытаний, в которых $k = 4$, произошли отказы (состояние обжатия грунта под подошвой штампа).

Расчет ведется следующим образом. При вариации отказов $\gamma_1 = 0,0004$ с доверительной вероятностью $\gamma_2 = 0,95$ следует, что функционал вероятности безотказной работы $R \leq \gamma_2 \cdot 0,95 \cdot \gamma_1 = 0,00058$, а с вероятностью 0,99 – $R \leq \gamma_2 \cdot 0,99 \cdot \gamma_1 = 0,00066$. Доверительный коэффициент испытания составляет 0,90. Тогда надежность результатов штамповых испытаний остальных 46 образцов грунта под подошвой штампа после обжатия имеет доверительную надежность 0,9, что является приемлемым. Делаем следующий вывод: число нагружений образца достаточно, чтобы условия испытания полностью соответствовали реальным условиям нагружения, в то же время штамповые испытания соответствуют по времени определяющим параметрам непрерывного контроля, при которых кривая ухода параметров испытания, по которой оценивается достоверность этапа, соответствует заданным в программе.

Рассматривая штамповые испытания по грунту как испытания на надежность, сам процесс можно трактовать как вероятность нахождения показателей системы «фундамент + тело опоры» в некоторой допустимой области, определяющей показатели несущей способности и деформативности. Выход одного или нескольких показателей за пределы допустимой величины или области приведет к отказу опоры или моста в целом, что связано с определенным экономическим ущербом в зависимости от тяжести вызываемых последствий [7, 8].

В общем виде отказ характеризуется условием

$$\Pi_I(t) = \varnothing_i(t) - R_i(t), \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (9)$$

где $\varnothing_i(t)$ – i -й расчетный показатель несущей способности буронабивной сваи; $R_i(t)$ – предельное значение несущей способности грунта под острием сваи; n – число показателей прочности, деформативности и нагружения.

Известно, что геометрические и физические характеристики свайного фундамента, грунтов и нагрузки, воспринимаемые в процессе эксплуатации, носят изменчивый, даже случайный характер. Тогда $\varnothing_i(t)$ и $R_i(t)$ и их расчетные предельные значения являются также случайными функциями време-

ни. С большей долей вероятности безотказную работу опоры моста, как и наступление отказа за расчетный период, можно прогнозировать только с вероятностью $P_i(t_0)$, используя выражение [9]:

$$P_i(t) = P(\Pi_i(t)) = \varnothing_i(t) - R_i(t) > 0. \quad (10)$$

Рассматривая несущую способность сваи и грунтового массива под острием сваи и нагрузки, действующие как на одну сваю, так и на весь фундамент в целом как случайные величины, вероятность отказа и среднеожидаемое число отказов по сравнению с проектным решением будем определять неравенством [10, 11]:

$$P_i(t_0) \leq P_i(t_0) / [1 - P_i(t_0)]. \quad (11)$$

Для количества m штамповых испытаний среднеожидаемое число значений, необходимых для обсуждения и сопоставления, равно:

$$H = \sum_{i=1}^m P_i. \quad (12)$$

Тогда значения одинаковой или близких к одинаковой вероятности надежности определяются из

$$H_i = P_i m. \quad (13)$$

В случае независимых штамповых испытаний при $P_1 = 0,1$ и $m = 10$ вероятность получения достоверной величины параметра несущей способности сваи и деформативности грунта подошвы под острием сваи определяется неравенством

$$P_{10} \langle H_{10} = 1, 0 \rangle P_{10}(t)(1 - P_{10}) = 1,25, \quad (14)$$

где $P_{10} = 1 - (1 - P_1^{10}) = 0,349$, а $P_{10} / (1 - P_{10}) = 0,539$. Таким образом, разница 0,190 указывает на выборочное число испытаний m , которое не является обсуждаемым показателем несущей способности и деформативности независимых испытаний.

Штамповые испытания относятся к характеристикам статистического метода надежности и долговечности. Вероятность безотказной работы свайного поля после проведения штамповых испытаний одной сваи [12, 13] вычисляется из

$$P_s = e^{-t/m}, \quad (15)$$

где P_s – вероятность безотказной работы; t – время испытания; m – среднее время между отказами; e – основание натурального логарифма.

Если штамповые испытания по грунту определяются программой, то время испытания и требуемый уровень доверия λ к результатам, равный 0,95, определяется выражением [14]:

$$\lambda_{95\%} = \frac{f}{N \cdot t} 10^{-5} / 1000 \text{ часов} = 0,0025, \quad (16)$$

где N – число испытываемых свай 1; t – время испытания; f – число отказов за время испытания 4.

Следовательно, вероятность отказа при испытании грунта под острием сваи с уровнем доверия $\lambda_{95\%} = 0,0025$. Оптимальное среднее время t штамповых испытаний, соответствующее обеспечению надежности эксперимента, равной 0,95 для одной сваи в составе куста свайного ростверка, состоящего из 10 штук, определяется целевой функцией T_i , исходя из выражения на основе процедуры пошаговой оценки осадки [15, 16, 17]:

$$T_i = b_n \cdot \sigma_i \sqrt{X_i}, \quad (17)$$

где σ_i – среднее квадратичное отклонение в показателях осадки; X_i – число свай, за вычетом испытываемой; b_n – коэффициент, определяемый из

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{b_n}^{\infty} e^{-\frac{t_i^2}{2}} dt_i = 1 - \sqrt[n]{1/2} \text{ принимается равным } 1,5; n = 10; t_i - \text{нормативное}$$

время процедуры одного нагружения (табл. 2).

Таблица 2

Пошаговая оценка осадки грунта

Table 2

Step-by-step assessment of soil settlement

Номер сваи	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
T_i	10	10	10	10	30	30	30	30	30	30
σ_i	1	1	3	3	3	1	3	3	10	10
t_i	1	1	1							

При проведении штамповых испытаний возможны ситуации, когда может оказаться априорной вероятность наличия хотя бы одного отказа из куста свайного ростверка фундамента [18]. В этом случае при проведении значительного количества штамповых испытаний грунта под острием сваи необходимо ориентироваться на среднее время в рамках одного испытания. Если вероятность отказа в процессе одного испытания велика и реальна в процессе обнаружения на каждом этапе нагружения, то используем уровень глобального теста [19, 20] на очередном этапе нагружения. Для подтверждения факта отказа применяется выражение случайного поиска цели:

$$\frac{C_0}{R_j^k \cdot P_c} \leq \frac{C_j}{1 - P_c}, \quad (18)$$

где C_0 – сумма затрат на полный объем испытаний; C_j – затраты на k -й этап; P_c – вероятность отсутствия отказа в оставшихся элементах.

Таким образом, применение зависимостей Вейбулла и Байеса и других показателей надежности испытаний позволило обосновать по средней вели-

чине времени, затраченного на нагружение, справедливость интерполяционного эксперимента по Кохрену в виде $S_{Q_i} = S_{\max}^2 / \sum_{n=1}^n S_n^2$, адекватного по значениям аппроксимированной параболической зависимости. Рассмотренные примеры плотности вероятностей возможных отказов в функции времени допускают некоторые ограничения в виде этапов и времени нагружения без снижения достоверности результатов испытаний. Представляя штамповые испытания глобальным тестом, количество нагружений при испытании определяется функцией случайного поиска цели.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

1. Решетов Д.Н., Иванов А.С., Фадеев В.З. Надежность машин. Москва : Высшая школа, 1988. 238 с.
2. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики. Москва, 1969. 329 с.
3. Raizer V. Reliability of Structures Subjected to Corrosive Wear // J. Technical Mechanics. 1990. № 11. P. 73–32.
4. Сборник задач по теории вероятностей, математической статистике и теории случайных функций / под общ. ред. А.А. Свешникова. Санкт-Петербург ; Москва ; Краснодар : Лань, 2008. 445 с.
5. Доброхотов И.С., Трухин Б.В. Анализ зависимости диаграммы деформирования от различных параметров путем построения доверительной полосы // Методы решения задач упругости и пластичности : межвузовский сб. Вып. 6. Горький, 1972. С. 200–214.
6. Справочник по надежности. Т. I : пер. с англ. Москва : Мир, 1969. 320 с.
7. Ушаков И.А. Приближенное решение задачи об оптимизации среднего времени безотказной работы системы // Надежность и контроль качества. 1971. № 11. С. 71–75.
8. Raizer V. Theory of Reliability in Structural Design // AMR. 2004. V. 57. № 1. P. 1–21.
9. Судakov Р.С., Тескин О.П., Филиппов В.А. Метод определения требований к надежности элементов системы при заданном нижнем доверительном пределе для вероятности безотказной работы системы // Надежность и контроль качества. 1974. Вып. 3. С. 50–56.
10. Барлоу Р., Хантер Л. Критерии определения оптимальной избыточности // Оптимальные задачи надежности. Москва : Изд-во комитета стандартов, мер и измерений при Совете Министров СССР, 1968. С. 129–156.
11. Rackwitz R., Schrupp K. Quality Control Prof Testing and Structural Reliability // J. Structural Safety. 1985. № 2. P. 239–244.
12. Ditlevsen O., Madsen H.O. Structural Reliability Methods. England : John Wiley and Sons. Ltd., 1996. 372 p.
13. Тетнер А.И. О надежности конструкций, взаимодействующих с грунтом // Проблемы надежности в строительном проектировании. Свердловск, 1972. С. 220–224.
14. Битайнис А.Г. Исследование эффективности современных конструкций свай с учетом фактора времени // Методы оценки эффективности фундаментов с учетом фактора времени. Рига, 1975. С. 93–148.
15. Картопольцев В.М., Картопольцев А.В., Алексеев А.А. К вопросу совершенствования штамповых испытаний грунта в основании буронабивных свай при строительстве опор мостов // Вестник Томского государственного архитектурно-строительного университета. 2023. Т. 25. № 2. С. 207–222. DOI: 10.31675/1607-1859-2023-25-2-207-222
16. Takaoka N., Shiraki W. Reliability analysis of Structural members Composed of Several random processes // J Struct. Mech. 1984. 1212. P. 151–180.
17. Мирный А.М., Соловьев А.Д. Оценка надежности системы по результатам испытаний ее компонент // Кибернетику – на службу коммунизма. Т. 2. Москва ; Ленинград : Энергия, 1964. С. 41–52.

18. Тимашев С.А., Штерензон В.А. Практические методы расчета надежности разных систем при действии сочетания случайных нагрузок // Исследования в области надежности инженерных сооружений. Ленинград : Ленинградский Промстройиниипроект, 1979. С. 36–52.
19. Hasofer A.M., Lind N.C. An Exact and Invariant First order reliability Format // J. Eng. Mech. 1974. 100. ASCE. № EM1. P. 111–121.
20. Huber P.J. Robust estimation of location parameter // The Annals of Mathematical Statistics. 1964. V. 35. № 1. P. 73–101. DOI: 10.1214/aoms/1177703732

REFERENCES

1. Reshetov D.N., Ivanov A.S., Fadeyev V.Z. Machine reliability. Moscow: Vysshaya shkola, 1988. 238 p. (In Russian)
2. Smirnov N.V., Dumin-Barkovskiy I.V. Course on probability theory and mathematical statistics. Moscow, 1969. 329 p. (In Russian)
3. Raizer V. Reliability of structures subjected to corrosive wear. *Technical Mechanics*. 1990; (11): 73–32.
4. Sveshnikov A.A. (Ed.) Collection of problems in probability theory, mathematical statistics and random function theory. Saint-Petersburg; Moscow; Krasnodar: Lan'. 2008. 445 p. (In Russian)
5. Dobrokhotoy I.S., Trukhin B.V. Analysis of stress-strain curve dependence on various parameters using confidence interval. *Metody resheniya zadach uprugosti i plastichnosti*. 1972; (6): 200–214. (In Russian)
6. Reliability handbook. Vol. I. Moscow: Mir, 1969. 320 p. (Russian translation)
7. Ushakov I.A. Approximate solution to optimization problem of the mean time to system failure. *Nadezhnost' i kontrol' kachestva*. 1971; (11): 71–75. (In Russian)
8. Raizer V. Theory of reliability in structural design. *AMR*. 2004; 57(1): 1–21.
9. Sudakov R.S., Teskin O.P., Filippov V.A. Reliability determination requirements of system elements at lower confidence limit for system survival probability. *Nadezhnost' i kontrol' kachestva*. 1974; (3): 50–56. (In Russian)
10. Barlow R.E., Hunter L.C. Criteria for determining optimum redundancy. In: Optimal problems of reliability. Published by the Committee on Standards, Measures and Measurements of the USSR Council of Ministers, Moscow, 1968. Pp. 129–156. (Russian translation)
11. Rackwitz R., Schrupp K. Quality control prof testing and structural reliability. *Structural Safety*. 1985; (2): 239–244.
12. Ditlevsen O., Madsen H.O. Structural reliability methods. England: John Wiley and Sons, Ltd., 1996. 372 p.
13. Tetner A.I. Reliability of soil-interacting structures. In: Problems of reliability in building design. Sverdlovsk, 1972. Pp. 220–224. (In Russian)
14. Bitaynis A.G. Efficiency of modern pile design with regard to time factor. In: Methods for evaluating the effectiveness of foundations with regard to time factor. Riga, 1975. Pp. 93–148. (In Russian)
15. Kartopoltsev V.M., Kartopoltsev A.V., Alekseev A.A. Improvement of soil plate-bearing test of drilled pile foot during bridge support construction. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo arkhitekturno-stroitel'nogo universiteta – Journal of Construction and Architecture*. 2023; 25 (2): 207–222. DOI: 10.31675/1607-1859-2023-25-2-207-222 (In Russian)
16. Takaoka N., Shiraki W. Reliability analysis of structural members composed of several random processes. *Journal of Structural Mechanics*. 1984; 1212: 151–180.
17. Mirnyy A.M., Solovyev A.D. System reliability assessment based on component testing. In: Cybernetics for Communism. Vol. 2, Moscow; Leningrad: Energia, 1964. Pp. 41–52. (In Russian)
18. Timashev S.A., Shterenzon V.A. Practical methods for calculating reliability of different systems under combined random loads. In: Research into reliability of engineering structures. Leningrad, 1979. Pp. 36–52. (In Russian)
19. Hasofer A.M., Lind N.C. An exact and invariant first order reliability format. *Journal of Engineering Mechanics*. 1974; 100 (EM1):111–121.
20. Huber P.J. Robust estimation of location parameter. *The Annals of Mathematical Statistics*. 1964. 35 (1): 73–101. DOI: 10.1214/aoms/1177703732

Сведения об авторах

Картопольцев Владимир Михайлович, докт. техн. наук, профессор, ООО «ДИАМОС», 634003, г. Томск, пер. Соляной, 24/1, diamos@mail.ru

Картопольцев Андрей Владимирович, канд. техн. наук, доцент, ООО «ДИАМОС», 634003, г. Томск, пер. Соляной, 24/1, diamos@mail.ru

Алексеев Александр Аверьянович, канд. техн. наук, доцент, Томский государственный архитектурно-строительный университет, 634003, г. Томск, пл. Соляная, 2, alekseev10@yandex.ru

Authors Details

Vladimir M. Kartopoltsev, DSc, Professor, ООО "DIAMOS", 24/1, Solyanaya Str., 634003, Tomsk, Russia, diamos@mail.ru

Audrey V. Kartopoltsev, PhD, A/Professor, ООО "DIAMOS", 24/1, Solyanaya Str., 634003, Tomsk, Russia, diamos@mail.ru

Aleksandr A. Alekseev, PhD, A/Professor, Tomsk State University of Architecture and Building, 2, Solyanaya Sq., 634003, Tomsk, Russia, alekseev10@yandex.ru

Вклад авторов

Все авторы сделали эквивалентный вклад в подготовку публикации.
Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Authors contributions

The authors contributed equally to this article.
The authors declare no conflicts of interests.

Статья поступила в редакцию 15.05.2023
Одобрена после рецензирования 18.05.2023
Принята к публикации 16.06.2023

Submitted for publication 15.05.2023
Approved after review 18.05.2023
Accepted for publication 16.06.2023