



Doi: <https://doi.org/10.33644/2313-6679-1-2023-3>

УДК 624.046:5



**ПЕРЕЛЬМУТЕР А.В.,**  
Докт. техн. наук, гол. наук.  
співробітник, Науково-вироб-  
ниче товариство "SCAD Soft",  
м. Київ, Україна  
e-mail: avp@scadsoft.com,  
тел. : +38 (050) 382-16-25  
ORCID: 0000-0001-9537-2728



**ПІЧУГІН С.Ф.**  
докт. техн. наук, професор  
Національний університет  
«Полтавська політехніка імені  
Юрія Кондратюка»,  
м. Полтава, Україна  
e-mail: pichugin.sf@gmail.com,  
тел. : +38 (050) 591-77-28  
ORCID: 0000-0001-8505-2130

## ДЕЯКІ ОСОБЛИВОСТІ РОЗРАХУНКУ НАДІЙНОСТІ ПОШКОДЖЕНИХ СТАЛЕВИХ КОНСТРУКЦІЙ

### АНОТАЦІЯ

Стаття присвячена невирішеним питанням, пов'язаним із особливостями оцінювання надійності існуючих та пошкоджених конструкцій. Склалася ситуація, при якій такі показники надійності як імовірності відмови, що наведені в ДБН В.1.2-14:2018, не пов'язані з іншими нормативними документами і не враховують специфіку конструкцій, що знаходяться в експлуатації. Між тим існують дві великі групи випадків, де цільові вимоги до надійності не співпадають з тими, що призначені для проектування нових конструкцій. Це стосується оцінки надійності існуючих конструкцій (та ще пошкоджених бойовими діями), а також перевірки конструкцій на дію аварійних впливів і стійкість до прогресуючого обвалення. Підкреслюється, що Міжнародний стандарт ISO 13822 дозволяє для існуючих конструкцій використовувати нижчі цільові показники надійності, якщо вони можуть бути виправдані на основі економічних, соціальних та екологічних міркувань. Вперше проведено порівняння рекомендацій вказаного стандарту з розрахунками індексу якості життя LQI, побудованими за даними української статистики. Відмічається, що трансформація цільового

індексу надійності  $\beta$ , що стосується різних облікових періодів з  $n$  років, базується в стандарті EN 1990 на схемі незалежних випробувань, яка потребує врахування кореляційних зв'язків. З урахуванням цього, показана можливість диференціювати надійність за критеріями безпеки і економічності в залежності від класу наслідків і терміну експлуатації. Підкреслюється важливість при оцінюванні надійності існуючих конструкцій брати до уваги попередню експлуатацію конструкцій та уточнювати властивості матеріалу і навантажень. Особливо виділяється запропонований в стандарті EN 1998-3 прийом урахування неповноти знань щодо властивостей конструкції, надійність якої аналізується. Підкреслюється, що доступність існуючих конструкцій для виконання робіт з їх обстеження, ступінь деталізації обстежень, використання непрямих вимірів при визначенні фізичних властивостей матеріалів, впливи інших чинників об'єктивно впливають на вірогідність даних, що використовуються під час оцінки несучої здатності конструкцій.

**КЛЮЧОВІ СЛОВА:** надійність будівельних об'єктів; цільові показники надійності; схема незалежних випробувань; клас наслідків; термін



експлуатації; аварійні впливи; прогресуюче обвалення.

## SOME FEATURES OF CALCULATING THE RELIABILITY OF DAMAGED STEEL STRUCTURES

### ABSTRACT

The article is devoted to unresolved issues related to the features of assessing the reliability of existing and damaged structures. A situation has arisen in which such reliability indicators as the probability of failure, given in DBN B.1.2-14:2018, are not connected with other regulatory documents and do not take into account the specifics of structures in operation. Meanwhile, there are two large groups of cases where the target reliability requirements do not coincide with those intended for the design of new structures. This is an assessment of the reliability of existing structures (and those still damaged by combat operations), as well as checking the structures for the effect of emergency effects and resistance to progressive collapse. It is emphasized that the International Standard ISO 13822 allows for existing structures to use lower reliability targets if they can be justified on the basis of economic, social and environmental considerations. For the first time, a comparison of the recommendations of the specified standard with the calculations of the quality of life index LQI, based on the data of Ukrainian statistics, was carried out. It is noted that the transformation of the target reliability index  $\beta$ , relating to different accounting periods of  $n$  years, is based in EN 1990 on an independent test scheme, which needs to take into account correlations. Taking this into account, the possibility of differentiating reliability according to the criteria of safety and economy, depending on the class of consequences and the period of operation, is shown. The importance of taking into account the previous operation of the structures and clarifying the properties of the material and loads is emphasized when assessing the reliability of existing structures. The method proposed in EN 1998-3 to take into account the incompleteness of knowledge regarding the properties of the structure, the reliability of which is being analyzed, is particularly highlighted. It is emphasized that the availability of existing structures for carrying out work on their examination, the degree of detailing of examinations, the use of indirect measurements when determining the physical properties of materials, the influence of other factors objectively affect the reliability of the data used during the assessment of the bearing capacity of structures.

**KEYWORDS:** reliability of construction objects; target reliability indicators; scheme of independent tests; consequence class; term of operation; emergency effects; progressive collapse.

### ВСТУП

Діючі в Україні вимоги щодо рівня надійності будівельних конструкцій були прийняті на підставі експертних оцінок і не стали інструментом узгодження різних нормативних документів. Очевидно, слід їх перевірити на відповідність рекомендаціям міжнародних норм, звісно з урахуванням можливостей і намірів України. Інтерес до уточнення нормування доцільних рівнів надійності зумовлений тим, що в даний час ми проектуємо конструкції з невідомим рівнем надійності. На сьогоднішній день в Європадах, з якими Україна прагне тісніше зблизити свої норми проектування, досі відсутні гармонізовані європейські правила оцінки надійності існуючих конструкцій, зокрема, пошкоджених і зруйнованих. Між тим, ці питання постають все гостріше в умовах сьогодення.

### АНАЛІЗ ОСТАННІХ ДОСЛІДЖЕНЬ І ПУБЛІКАЦІЙ

Відповідно до діючих норм оцінка надійності конструкцій ґрунтується на порівнянні ймовірності відмови  $P_f$  чи індексу надійності (дальністю відмови)  $\beta$  з їхніми припустимими (доцільними) значеннями  $P^{ex}$  і  $\beta^{ex}$ , тобто на перевірці умов:

$$P_f \leq P^{ex} \text{ чи } \beta \geq \beta^{ex} \quad (1)$$

Міжнародні стандарти [1, 2] вказують, що обчислені ймовірності відмови «слід розглядати як деякі формальні числа, призначені для розробки узгоджених правил та норм проектування, як усередині системи нормування однієї країни, так і різних країн». В Україні такі показники надійності як ймовірності відмови, що наведені в рекомендаційному додатку В до [3], не ув'язані з іншими нормативними документами. Вимоги методу розрахункових граничних станів у нормах [3] не пов'язані з будь-якими значеннями  $P^{ex}$  чи  $\beta^{ex}$ , на відміну від [2], де такий зв'язок реалізується через коефіцієнти чутливості  $\alpha_E$  і  $\alpha_R$ .

Були виконані розрахунки, які виявили різний рівень надійності сталевих конструкцій різного призначення, розрахованих за діючими нормами [4]. Відсутність масових аварійних відмов свідчить лише про достатній рівень надійності, що присутній у нашій нормативній базі неявно, але чи є він необхідним і як ці запаси різняться для об'єктів різного призначення та різних конструктивних форм – все це залишається невідомим.

Відповідно до [2], цільові рівні надійності конструкцій слід встановлювати на національному рівні, враховуючи, що такі вимоги залежать від соціально-економічного потенціалу суспільства та від його готовності вкладати кошти у безпеку життєдіяльності.

Оцінка такого типу може передбачати орієнтацію на такий соціальний індикатор як



індекс якості життя LQI (англ. Life Quality Index). Оновлена редакція міжнародного стандарту [5] показує, яким чином наміри суспільства щодо інвестицій у покращення здоров'я та безпеки життя в різних секторах промисловості можуть бути описані з використанням концепції LQI.

Діючи в Україні вимоги щодо нормування доцільних рівнів надійності та значень  $P^{ex}$  та  $\beta^{ex}$  [3], очевидно, потребують перевірки і обґрунтування, про це свідчить і прийнятий нещодавно керуючий документ [6]. Але у ньому, як і в Єврокодах, відсутні правила оцінки конструкцій, що знаходяться в експлуатації. Очікується, що в другому поколінні Єврокодів, які будуть розроблені, висвітлять питання оцінки та перевірки існуючих конструкцій, а поки що для гармонізації правил оцінки існуючих конструкцій з основою та вимогами Єврокодів може застосовуватися міжнародний стандарт [7].

Але не тільки ці міркування потребують оновити наші норми. Справа ще й в тому, що існують дві великі групи випадків, де цільові вимоги до надійності не співпадають з тими, що призначені для проектування нових конструкцій. Це (а) оцінка надійності існуючих конструкцій (та ще пошкоджених бойовими діями), а також (б) перевірка конструкцій на дію аварійних впливів і стійкість до прогресуючого обвалення. Деякі дослідження свідчать про наявність помітної розбіжності з умовами звичайного проектування [8, 9].

Доцільно зазначити існуючу низку відмінностей в оцінці безпеки вже існуючої конструкції від проєктованої:

1. Під час проектування нової конструкції невизначеність параметрів приймається за усередненими для всієї країни даними. Але реалізована конструкція не є середньою по країні, а є конкретною унікальною структурою з характеристиками, що уточнюються, і, отже, невизначеності зменшуються.
2. Накопичений досвід використання конструкції також знижує невизначеність у порівнянні із ситуацією під час проектування. Цей досвід можна приймати як, у певному сенсі, експериментальну перевірку надійності.
3. У разі нової конструкції заходи зі збільшення безпеки реалізуються легше, ніж роботи з посилення існуючої конструкції, тому оптимізаційні розрахунки вказують на доцільність застосування вищих показників ризику.
4. У випадках, коли запланований термін служби конструкції визначався умовами морального старіння, для існуючої конструкції його можна вважати таким же, як було встановлено раніше, і приймати термін її експлуатації як відрізок часу, що залишився до зміни чи ліквідації.

5. При новому проектуванні можна практично реалізувати умови, що відповідають прийнятій розрахунковій моделі. Розрахункову модель існуючої конструкції потрібно визначити на підставі даних, отриманих під час її обстеження.

6. На відміну від нового проектування, коли конструкція створюється придатною для запланованих умов експлуатації, для існуючої конструкції вводять нове поняття про часткову (з обмеженнями) придатність до експлуатації.

Далі будуть розглянуті лише деякі з зазначених питань, при цьому для конкретизації будемо мати на увазі лише сталеві конструкції.

## ПОСТАНОВКА ЗАВДАННЯ

Основною метою даного дослідження є акцентування уваги на невирішених задачах, пов'язаних із особливостями оцінювання надійності існуючих та пошкоджених конструкцій, з виділенням засобів обґрунтування і регулювання рівнів надійності, аналізом специфіки схеми незалежних випробувань при оцінці надійності, прийняттям до уваги попередньої експлуатації конструкцій, уточненням властивостей матеріалу і навантажень, врахуванням повноти інформації щодо властивостей конструкції, надійність котрої аналізується.

## ВИКЛАД ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ ДОСЛІДЖЕННЯ

### ЦІЛЬОВІ РІВНІ НАДІЙНОСТІ

Прийнята у нормах концепція перевірок орієнтує цільові рівні надійності на рівень конструктивного елемента (розрахункового перерізу), а не споруди у цілому, хоча класифікація за рівнем відповідальності побудована відносно споруди. Але у більшості випадків відмова (руйнування) окремого елемента має значно менші наслідки в порівнянні з відмовою усієї конструктивної схеми. Тому слід було б передбачати, що цільові ймовірності відмови для окремого елемента і конструктивної схеми повинні розрізнятися.

Особливо це відноситься до випадків раптового і широко розвинутого руйнування, як, наприклад, при прогресуючому обваленні, а також руйнування внаслідок аварійного впливу на об'єкт у цілому, коли можлива одночасна відмова декількох елементів, як, наприклад, при сейсмічному чи вітровому навантаженні. У деяких роботах [8, 10] пропонувалося для аналізу такої відмови збільшувати значення цільового індексу надійності  $\beta$  (дальності відмови) на додаток  $\Delta\beta=0,5$ .

Для існуючих конструкцій слід очікувати дещо більший «прихований» запас надійності, про що, наприклад, свідчать наведені у таблиці 1 дані, які отримані у роботі [11] і ґрунтуються на аналізі 594



випадків обвалення сталевих конструкцій, що відбулися в Німеччині приблизно за 50 років.

Справа в тому, що «вибуття» невдалих конструктивних рішень та об'єктів, виготовлених з дефектами, зазвичай відбувається на ранніх термінах експлуатації. Це ілюструється відомою залежністю інтенсивності відмов будівельних об'єктів від часу, максимум якої припадає на першу стадію – припрацювання. Цей висновок підтвердили також недавні статистичні дослідження будівельних аварій у різних країнах за 2020–2022 р.р. [12]. Було виявлено, зокрема, що для багатоповерхових будинків найвищий відсоток виникнення аварій (54 %) припадає на етап будівництва та введення в експлуатацію. Тому виникають пропозиції щодо пом'якшення вимог надійності під час оцінки технічного стану існуючих конструкцій [8, 13].

Міжнародний стандарт [7] (додаток F) дозволяє для існуючих конструкцій використовувати нижчі цільові показники надійності, якщо вони можуть бути виправдані на основі економічних, соціальних та екологічних міркувань. При цьому враховується, що додаткові витрати на посилення можуть бути дуже великими і збереження конструкції в тому вигляді, який вона має при дещо зниженому рівні надійності (але гарантуючого безпеку), є економічно виправданим. Як видно з таблиці 2, цільове значення індексу надійності для реферативного періоду 1 рік, порівняно з новим проектуванням, у середньому зменшується на 0,5.

Має сенс порівняння рекомендацій [7] з розрахунками індексу якості життя LQI, побудованими за даними української статистики [14]. Філософія LQI полягає в тому, що переваги суспільства щодо інвестицій у покращення здоров'я та безпеки життя можна описати в термінах очікуваної тривалості життя, валового внутрішнього продукту (ВВП) на душу населення та співвідношення між робочим і вільним часом. Граничні витрати на порятунк життя, оцінені за допомогою LQI, залежать від економічних можливостей даного суспільства та його уподобань інвестувати в безпеку життя. Методика обчислення LQI досить детально викладена у стандарті [5] (редакція 2015 року).

LQI можна виразити в наступній основній формі:

$$LQI = g^q e \quad (2)$$

де  $g$  – ВВП на душу населення;  $e$  – очікувана тривалість життя;  $q$  є мірою компромісу між доступними для споживання ресурсами та вартістю часу здорового життя.

Параметр  $q$  залежить від частки життя  $w$ , відведеної

Таблиця 1 – Дані про аварійність конструкцій

Тривалість існування до обвалення, років	Кількість аварій, одиниць	Відсоток, %
1-10	142	32,4
11-20	87	19,9
21-30	38	8,7
31-40	17	3,9
41-50	33	7,5
51-60	21	4,8
61-70	29	6,6
71-80	11	2,5
Більше 80	9	2,1
Не визначено	51	11,5
Разом	430	100,0

Таблиця 2 – Індеси надійності за вимогами норм

Клас	Нове проектування:		Існуючі будівлі ISO 13822
	EN 1990	ISO 2394:2015*	
CC1	4,2	4,2 (3,1)	3,1
CC2	4,7	4,4 (3,7)	4,2
CC3	5,2	4,7 (4,2)	4,3
*Орієнтовні мінімальні цільові показники надійності на основі критерію прийнятності LQI			

на економічну діяльність (співвідношення робочого часу до вільного часу, зазвичай приблизно від 0,18 до 0,2) і оцінюється як:

$$q = w / [0,7(1-w)] \quad (3)$$

За статистичними даними України у 2020 році було  $g = 4836$  \$,  $e = 71,35$  років і  $w = 0,18$ . Тоді маємо

$$LQI = 4836^{0,313} 71,35 = 1015,4 \text{ \$/рік.}$$

А витрати на збереження одного життя [5]:



$$G_d = ICAF = (g/q) \times (e/4) = (48360,313) \times (71,35/4) = 275598\$.$$

У таблиці 3 для деяких країн надані для порівняння дані щодо готовності інвестувати у систему безпеки.

У роботі [15] показано, що з використанням параметрів LQI граничне значення цільової ймовірності можна одержати як

$$p \approx \frac{1}{5} \frac{C_1(\gamma + \omega)}{(g/q) C_x N_F} \quad (4)$$

де  $C_x$  — демографічна константа смертності (в Україні 15,9),  $C_1$  — граничні витрати, пов'язані з розглянутим заходом безпеки (прийемо, що вони складають 1% від вартості споруди  $C_1 \approx 0,01 C_0$ ),  $\gamma$  — відсоткова ставка дисконтування (в Україні 14,1%),  $N_F$  — можлива кількість осіб, що ризикують через пошкодження конструкції.

Будемо всі викладки будувати через площу приміщень, виходячи із середньої вартості  $C_0 = 1000$  \$ за квадратний метр і вважати кількість людей, виходячи з показника 10 м<sup>2</sup>/особу. Тоді  $p = 0,261 \times 10^{-4}$  ( $\beta = 3,83$ ). Як бачимо, це досить близько до рекомендацій стандарту [7].

### УМОВИ ВИКОРИСТАННЯ СХЕМИ НЕЗАЛЕЖНИХ ВИПРОБУВАНЬ

Трансформація цільового індексу надійності  $\beta$ , що стосується різних облікових періодів з  $n$  років, базується в [2] на схемі незалежних випробувань. Такий підхід відноситься до дій, що мають статистично незалежні щорічні максимальні значення. При цьому ймовірність руйнування  $\Phi(\beta_n)$ , що має відношення до базового періоду  $n$  років, визначається з річної ймовірності  $\Phi(\beta_1)$  з використанням виразу

$$\Phi(\beta_n) = [\Phi(\beta_1)]^n \quad (5)$$

Таблиця 3 – Розрахункові параметри індексу якості життя

Країна	G, \$	LQI, \$/рік	G <sub>d</sub> , \$
Австралія	35624	1967,50	4940000
Беларусь	5723	1110,10	338260
Індія	2721	832,05	175000
Китай	5515	1038,01	338260
Конго	290	128,36	16000
Польща	18418	1543,92	1369000
Україна	4836	1015,40	275598

По закордонним країнам показники зі стандарту ISO 13822

Рівняння (5) показує, що для взаємно незалежних відмов у наступні роки показнику надійності  $\beta_n = 3,8$  при  $n = 50$  відповідає  $\beta_1 = 4,7$ .

Але схема незалежних випробувань неявно передбачає розгляд певного зразка, випадково обраного з партії однотипних конструкцій і випадково розташованого в місці, де діють однакові закони ймовірності навантаження. А при аналізі технічного стану існуючої конструкції мова йде не про оцінку надійності системи даного типу взагалі, а про надійність конкретного екземпляра конструкції, що має певні властивості міцності, який встановлений в конкретній місцевості і експлуатується в певних умовах. І тут неможливо говорити про незалежність річних оцінок надійності.

Дійсно, якщо несуча здатність є випадковою величиною, про яку можна судити лише за її законом розподілу, то випробування виявляються незалежними лише тоді, коли після кожної проби (навантаження) конструкція замінюється новим екземпляром, взятим із тієї ж генеральної сукупності. Якщо ж послідовним випробуванням піддається один і той же зразок, то перед першим випробуванням про його міцність можна судити тільки на підставі знань про розподіл ймовірності, а зі збільшенням числа виконаних випробувань ми отримуємо все більшу інформацію про те, яка ж величина випадкової міцності була фактично реалізована. Особливо це відчувається при малій ймовірності відмови, коли сприятливий результат першого ж випробування містить дуже багато інформації про надійність системи.

Отже, випадки відмов у наступні роки є взаємозалежними. Тому рівняння (5) слід узагальнити. Для врахування кореляції відмов  $i$ . У роботі [13] було надано наступну процедуру коригування, що базується на методі перебору станів системи, що розглядається. Ймовірність відмови  $P_f(x,i)$  саме у  $i$ -му році передбачає, що у попередніх  $i-1$  роках відмови не було, тобто визначається геометричною прогресією:

$$P_f(x,i) = p_f(x) (1 - p_f(x))^{i-1} \quad (6)$$

знаменник котрої дорівнює  $(1 - p_f(x))$ , а початковий член  $p_f(x)$  позначає ймовірність руйнування, яка залежить від вирішального параметра опору конструкції  $x$ . Зауважимо, що річні ймовірності відмов можна вважати незалежними, якщо на ймовірності відмов переважно впливають змінні в часі навантаження (кліматичні умови, транспортне навантаження).

Тоді ймовірність відмови  $P_{f,n}(x)$  протягом  $n$  років можна оцінити сумою прогресії  $P_f(x,i)$ , заданої як

$$P_{f,n}(x) = 1 - (1 - p_f(x))^n \approx np_f(x) \quad (7)$$



Треба зауважити, що апроксимація, зазначена у рівнянні (7), є прийнятною для малої ймовірності  $p(x) < 10^{-3}$ . Цей спрощений вираз широко застосовується у практичних розрахунках послідовних високонадійних систем [16].

Коефіцієнт дисконтування очікуваних майбутніх витрат у році  $i$  розглядається у звичайній формі як

$$Q(q, t) = 1 / (1 + q)^t \quad (8)$$

Таким чином, під час приведення витрат до теперішнього часу очікувані збитки від руйнування  $p(x)C_f$  дисконтуються на коефіцієнт  $Q(q, i)$ , що залежить від ставки дисконтування  $q$  і моменту часу (номер року  $i$ ), коли відбувається відмова. Враховуючи рівняння (6) і (8), загальні витрати  $C_{tot}(x, q, n)$  можна записати як

$$C_{tot}(x, q, n) = [C_f p_f(x)] \times P_Q(x, q, n) + C_0 + C_1 \quad (9)$$

Тут загальна сума очікуваних витрат на несправність протягом періоду  $n$  років залежить від добутку теперішньої вартості відмови  $C_f$ , річної ймовірності  $p_f(x)$  і суми геометричної прогресії, яка має знаменник  $[1 - p_f(x)] / (1 + q)$  і позначається як коефіцієнт часу  $P_Q(x, q, n)$ :

$$P_Q(x, q, n) = \frac{1 - [(1 - p_f(x)) / (1 + q)]^n}{1 - (1 - p_f(x)) / (1 + q)} \quad (10)$$

Загалом, загальна вартість  $C_{tot}(x, q, n)$  залежить від витрат  $C_0$ ,  $C_b$ ,  $C_f$ , річної ймовірності відмови  $p_f(x)$ , ставки дисконту  $q$  і від кількості років  $n$ . Можна помітити, що для малих ймовірностей відмови  $p_f(x)$  і малої ставки дисконтування  $q$  коефіцієнт часу  $P_Q(x, q, n) \approx n$ .

З використанням  $P_Q(x, q, n)$  у роботі [17] були обчислені індекси надійності  $\beta_{up}$  (за умов безпеки) і  $\beta_o$  (за умов мінімізації збитків), їхні значення наведені у таблиці 4.

Таким чином, показана можливість диференціювати надійність за критеріями безпеки і економічності в залежності від класу наслідків і терміну експлуатації.

Слід зауважити і про те, що схема незалежних випробувань використовується і при оцінках надійності послідовної системи, де використовується припущення про незалежність всіх її елементів, які мають ймовірність відмов  $P_f = 1 - P_s$ , і верхня межа ймовірності безвідмовності визначається ймовірністю працездатності найслабшої ланки:

$$\bar{P}_s = P_{s, i, \min} \quad (11)$$

Нижня межа безвідмовності визначається виразом:

$$\underline{P}_s = \prod_{i=1}^n P_{s, i} \quad (12)$$

Значення реальної безвідмовності має знаходитись між нижньою та верхньою межами

$$\underline{P}_s \leq P_s \leq \bar{P}_s \quad (13)$$

Але безвідмовність найменш надійного елемента можна розглядати лише за умови працездатності решти елементів, тобто потрібно розглядати умовну ймовірність

$$P_s = P_{s, i, \min} \prod_{i=1}^{n \cdot i} P_{s, i} \quad (14)$$

а безумовна ймовірність обчислюється множенням умовної ймовірності на ймовірність того, що умова виконується, тобто:

$$P_{s, n} = \left( P_{s, i, \min} \prod_{i=1}^{n \cdot i} P_{s, i} \right) \cdot \prod_{i=1}^{n \cdot i} P_s \quad (15)$$

Інакше кажучи, реальну оцінку ймовірності відмови системи можна визначити як суму ймовірностей лише одиночних відмов всіх елементів, вважаючи, що вони відбуваються при безвідмовності інших елементів, тобто

$$P_{f, n} = \sum_{i=1}^n \left( P_{s, i} \prod_{j=1}^{n \cdot i} P_{f, j} \right) \quad (16)$$

При відносно невеликій кількості елементів уточнення (16) майже не відрізняється від оцінки (5), але для багатоеlementної системи воно виявляється суттєвим навіть для високонадійної системи.

Більш формалізованим представлення роботи елемента при дії випадкового навантаження у вигляді схеми корельованих випробувань було розвинене у роботі [18] у форматі методу узагальненої коваріації. Згідно з ним, випадковий процес  $\tilde{Y}(t)$ , що описує функціонування конструктивного елемента, замінюється

Таблиця 4 – Оптимізовані значення індексу надійності

Термін	1 рік		5 років		15 років		30 років	
	$\beta_{up}$	$\beta_o$	$\beta_{up}$	$\beta_o$	$\beta_{up}$	$\beta_o$	$\beta_{up}$	$\beta_o$
СС1	3,1	3,1	2,8	2,6	2,8	2,2	2,8	1,9
СС2	4,2	4,2	3,8	3,8	3,5	3,5	3,4	3,4
СС3	4,8	4,8	4,5	4,5	4,2	4,2	4,1	4,1



послідовністю випадкових випадків (перерізів процесу)  $\tilde{Y}_k$ , між котрими враховуються парні коефіцієнти кореляції  $\rho_{kj}$ , за якими обчислюються усереднений та узагальнений коефіцієнти кореляції:

$$\rho_{mt} = \frac{2}{r(r-1)} \sum_{k < j} \rho_{kj}; \quad (17)$$

$$\rho \approx \rho_{mt} \left\{ 2 - \left[ \rho_{mt} + \frac{(1 - \rho_{mt})(3 - \lg r)}{1 - 0,1\rho_{mt}^2(3 - \lg r)^2} \right] \right\} \quad (18)$$

де  $r$  – кількість розрахункових перерізів випадкової послідовності.

Імовірність безвідмовної роботи елемента за час  $t$  визначається приблизно як

$$P_s(t) \approx \rho P_{\min} + (1 - \rho) \prod_{k=1}^r P_{s,k} \quad (19)$$

де  $P_{s,k}$  – ймовірність виконання умови безвідмовності в  $k$ -му перерізі випадкової послідовності.

### ВРАХУВАННЯ ПОПЕРЕДНЬОЇ ІСТОРІЇ

Нехай відомо, що в процесі попередньої експлуатації конструкції був досягнутий певний рівень внутрішніх зусиль в елементах системи, котрому відповідав опір  $R_l$ , і при цьому не було ніяких відмов. Тоді можна врахувати лівостороннє усічення кривої розподілу випадкової величини опору, тобто зважати на те, що в розглянутому екземплярі конструкції фактично відсутня ймовірність зустріти величину розрахункового опору меншу, ніж  $R_l$ , тобто розглядати лише такі параметри опору, для котрих виконується умова  $R \geq R_l$ . Відповідна крива щільності ймовірності  $p_R$  перетворюється на криву  $p_{R|R_l}$  (рис. 1).

Безумовно можна вважати, що напруження  $R_l$  відповідають значенням, що виникають під впливом дії зафіксованого постійного навантаження. Можуть ураховуватися і напруги від інших наван-

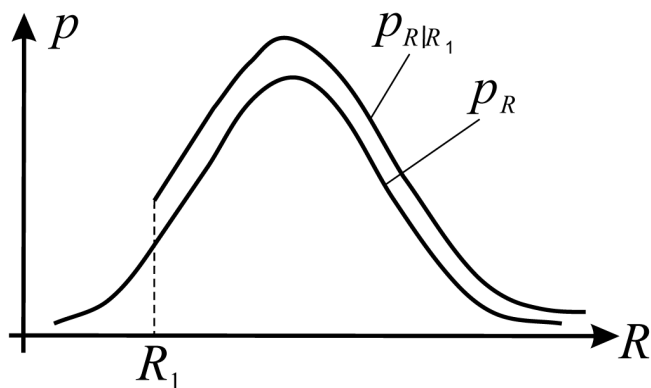


Рисунок 1 – Ефект лівостороннього усічення

тажень, якщо існують варті довіри відомості, що свідчать як про самі факти реалізації таких навантажень, так і містять достовірні відомості щодо їхніх фактичних характеристик.

Якщо використовується лівостороннє усічення, то крива щільності при  $R \geq R_l$  має вигляд

$$p_{R|R_l}(R) = \mu_R \cdot p_R(R) \quad (20)$$

де коефіцієнт усічення

$$\mu_R = \frac{1}{1 - \int_0^{R_l} p_R(x) dx} = \frac{1}{1 - P_{R_l}(R)} \quad (21)$$

Тоді загальній вигляд формули для розрахунку ймовірності безвідмовного стану приймає форму

$$P_{R|R_l} = \int_{R_l}^{\infty} p_{R|R_l}(x) P_s(S) dx \quad (22)$$

де  $P_s(S)$  інтегральна функція розподілу зусилля. Незавжди бачити, що інтеграл у цьому виразі можна перетворити таким чином:

$$\begin{aligned} P_{R|R_l} &= \int_0^{\infty} p_{R|R_l}(R) \left[ \int_0^R p_s(x) dx \right] dR = \\ &= \mu_R \left[ \int_0^{\infty} p_R(R) P_s(S) dR - \int_0^{R_l} p_R(y) P_s(S) dy \right] = \mu_R [P_s - P_{s,l}]. \end{aligned} \quad (23)$$

Тут  $P_s$  є ймовірністю безвідмовного стану при відсутності усічення, а  $P_{s,l}$  – ймовірність безвідмовного стану при опорах  $R \geq R_l$ .

### УТОЧНЕННЯ ВЛАСТИВОСТЕЙ МАТЕРІАЛУ

Нехай у результаті випробувань  $n$  зразків отримані вибіркові значення середнього та середньоквадратичного ухилення:

$$\begin{aligned} \bar{R}_{test} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i, \\ \hat{R}_{test} &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R}_{test})^2} \end{aligned} \quad (24)$$

Відповідно до вказівок [19] мінімальне значення границі текучості визначається за формулою:

$$R_{\min} = \bar{R}_{test} - \alpha_n \hat{R}_{test} \quad (25)$$

де коефіцієнт  $\alpha_n$  враховує обсяг вибірки  $n$ .

Коли кількість зразків відносно невелика, виникають певні сумніви в точності цього результату. З іншого боку, за деякими додатковими даними (хімічний аналіз, відомості про прийнятий у проекті клас сталі тощо) може бути встановлена марка сталі, і для цієї марки може існувати велика статистика, яка визначатиме апіорні харак-



теристики цієї генеральної сукупності  $\bar{R}_{gen}, \hat{R}_{gen}$ . Тоді на основі байєсовського підходу можна отримати апостеріорні значення, як середньозважені з вагами, пропорційними до точності апіорної та дослідної інформації [20, 21]:

$$\bar{R} = \frac{\bar{R}_{test} \hat{R}_{gen} + \bar{R}_{gen} \hat{R}_{test}}{\hat{R}_{gen} + \hat{R}_{test}},$$

$$\hat{R} = \sqrt{\frac{\hat{R}_{gen}^2 \cdot \hat{R}_{test}^2}{\hat{R}_{gen}^2 + \hat{R}_{test}^2}} \quad (26)$$

Якщо, наприклад, за даними випробувань п'яти зразків отримані значення  $\bar{R}_{test} = 300$  МПа та  $\hat{R}_{test} = 15$  МПа, а для генеральної сукупності відомі  $\bar{R}_{gen} = 280$  МПа та  $\hat{R}_{gen} = 10$  МПа, то матимемо

$$\bar{R} = \frac{280 \cdot 15 + 300 \cdot 10}{15 + 10} = 288 \text{ МПа}$$

і

$$\hat{R} = \sqrt{\frac{225 \cdot 100}{225 + 100}} = 8,32 \text{ МПа}$$

Коефіцієнт варіації  $V_{test} = 15/300 = 0,05$  зменшився до  $V = 8,32/288 = 0,029$ .

За методикою [19] мінімальне значення границі текучості, що розглядається як характеристичний опір  $R_k$ , розраховується як:

$$R_k = \bar{R} - \alpha_s \hat{R} \quad (27)$$

де коефіцієнт  $\alpha_s$ , що відповідає кількості зразків  $s$ , дозволяє обчислити межу одностороннього толерантного інтервалу з ймовірністю того, що не менше ніж у 95% випадків можливе значення  $R$  буде не нижче цієї межі, при цьому рівень довіри до такого висновку дорівнює 0,95.

Логічно припускати, що використання апіорної інформації в певному сенсі подібне,

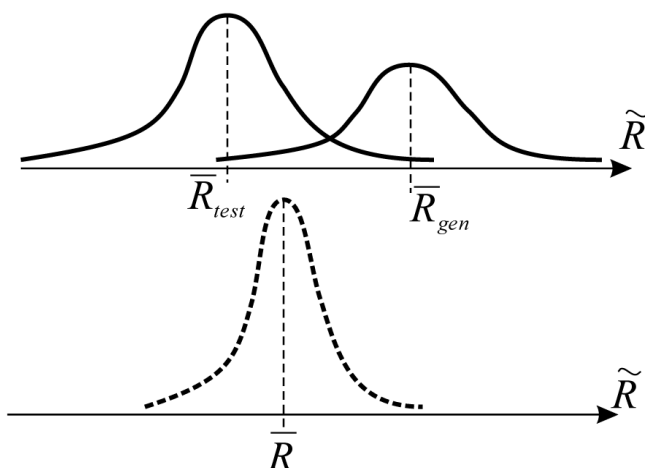


Рисунок 2 – Щільності розподілів

як мінімум, до залучення даних випробування ще одного зразка, тобто тоді замість  $\alpha_s = 4,203$  будемо використовувати  $\alpha_s = 3,708$ . Тоді характеристичний опір  $R_k = 300 - 4,203 \cdot 15 = 236,95$  МПа перетворюється на  $R_k = 288 - 3,708 \cdot 8,32 = 257,15$  МПа.

Перехід до розрахункового опору  $R_d$  виконується за допомогою коефіцієнту надійності за матеріалом  $\gamma_m = 1,1$ . Прийняте у нормах значення відповідає коефіцієнту варіації  $V = 0,08$ , що належать до будівельних сталей «взагалі», і індексам надійності 1,64 для характеристичного значення та 2,5 для розрахункового значення, що дає:

$$\gamma_m = \frac{R_k}{R_d} = \frac{1 - \beta_k V}{1 - \beta_d V} = \frac{1 - 2,5 \cdot 0,08}{1 - 1,64 \cdot 0,08} \approx 1,1$$

Виникає пропозиція для корегування  $\gamma_m$  з використанням зменшеного коефіцієнта варіації. Тоді будемо мати

$$\gamma_m = \frac{1 - \beta_k V}{1 - \beta_d V} = \frac{1 - 2,5 \cdot 0,029}{1 - 1,64 \cdot 0,029} = 0,974$$

У загальному випадку досить обережно можна рекомендувати використовувати значення  $\gamma_m = 1,05$  у тих випадках, коли згідно з даними випробувань  $V_{test} \leq 0,04$ .

### ОСОБЛИВОСТІ ПЕРЕВІРКИ СТІЙКІСТІ ДО ПРОГРЕСУЮЧОГО ОБВАЛЕННЯ

Щодо використання уточнених тут властивостей матеріалу, то слід зауважити, що перевірка несучої здатності за першим граничним станом виконується із застосуванням розрахункових (знижених) значень характеристик міцності, в припущенні, що відхилення механічних характеристик такого роду має хоч і малу, але певну ймовірність, і може бути реалізовано саме в перерізі. Але загальний розрахунок конструкції, характерний для перевірок за особливим граничним станом, не може припускати, що всі без винятку елементи конструкції мають такі знижені характеристики.

Але статичний чи динамічний розрахунок системи загалом, наприклад, при перевірці стійкості до прогресуючого обвалення, коли визначаються компоненти напружено-деформованого стану, з використанням гіпотези, що всі без винятку розрахункові перерізи мають найгірші параметри якості матеріалу, навряд чи може використовуватися. Реалізація вказаної гіпотези, мабуть, має зникаюче малу ймовірність.

Крім того, перевірку на прогресуюче обвалення рекомендовано виконувати у фізично нелінійній постановці, яка базується на більш складному сценарії переходу в граничний стан і передбачає послідовне руйнування кількох кон-





структивних елементів, аж до перетворення споруди у змінну систему. Елементарний розрахунок з використанням концепції повної ймовірності подій показує, що ймовірність послідовного руйнування навіть двох елементів (не кажучи вже про кілька елементів) істотно нижча, ніж така ймовірність для одного елемента. Тому природно, що у розрахунку на особливий граничний стан використовуються не розрахункові, а нормативні значення опорів. Крім того, норми припускають можливість їхнього підвищеного значення, для чого використовуються додаткові коефіцієнти умов роботи, значення яких більші за одиниці, що можна вважати обґрунтованим.

Тут доречно вказати, що пунктом 2.1.(1) [23] визначено, щоб при розгляді граничного стану НС (поблизу руйнування) існуючих конструкцій використовувалися середні значення властивостей матеріалів, отримані з виконаних на місці випробувань чи із додаткових джерел інформації.

#### УРАХУВАННЯ ВІДОМОЇ ЧАСТИНИ НАВАНТАЖЕННЯ

У загальному випадку працездатність (безвідмовність) конструкції визначається тим, що випадкова величина параметра навантаження  $\tilde{F}$  не перевищує випадкової величини параметра опору  $\tilde{R}$ , або до виконання нерівності  $\tilde{R} - \tilde{F} \geq 0$ . При оцінці надійності перевіряється ймовірність виконання цієї нерівності

$$P_s(\tilde{R} - \tilde{F} \geq 0) \quad (28)$$

У діючих нормах проектування розрахункова вимога безвідмовності формулюється у формі нерівності  $R_d/\gamma_n \geq F_d$ , де використовуються розрахункові значення опору  $R_d$  та навантажувального ефекту  $F_d$ , враховується коефіцієнт відповідності  $\gamma_n$ . Розрахункові значення пов'язані з відповідними випадковими значеннями як  $F_d = a\tilde{F}$ ,  $R_d = b\tilde{R}$ .

Вимоги надійності, що відповідають нормам, приймають вигляд

$$P_s\left(\frac{a\tilde{F}}{\gamma_n} \leq b\tilde{R}\right) \geq P^{ex} \quad (29)$$

або з використанням індексу надійності [26]

$$\frac{\beta_R V_R + \beta_F V_F + \ln \gamma_n}{\sqrt{V_R^2 + V_F^2}} \geq \beta^{ex} \quad (30)$$

Коефіцієнти  $\beta_R$  і  $\beta_F$  є частковими індексами надійності, що визначають розрахункові значення опору і навантажувального ефекту, за рекомендаціями [1, 2] вони визначаються як  $\beta_R=0,8$  і  $\beta_F=0,7$ .

Коли розглядається надійність проектованої конструкції, то відносно величин  $\tilde{F}$  і  $\tilde{R}$  є

лише статистична інформація, подана у формі деякої ймовірнісної моделі. Але при аналізі технічного стану обстежуваної конструкції йдеться про надійність існуючого конкретного екземпляра конструкції. Для такої конструкції вже реалізувалися конкретні властивості міцності, а також реалізована певна частина навантажень  $G$  (наприклад, від власної ваги несучих і огорожувальних конструкцій), яку вже не слід вважати випадковою.

Тоді, аналізуючи надійність, замість (29) слід розглядати ймовірність

$$P_s\left(b\tilde{R}_0 - G \geq \frac{a\tilde{F}_1}{\gamma_n}\right) \geq P^{ex} \quad (31)$$

де через  $\tilde{F}_1$  позначені навантаження, не враховані у детерміністичній частині навантажень  $G$ , а статистичні параметри опору  $\tilde{R}_0$  уточнені за даними проведеного обстеження. Умові (4) відповідає перевірка

$$\frac{\beta_R V_{R_0} - G + \beta_F V_{F_1} + \ln \gamma_n}{\sqrt{V_{R_0}^2 + V_{F_1}^2}} \geq \beta^{ex} \quad (32)$$

Ефективність такого підходу проілюструємо наступним прикладом. Припустимо, наприклад, що за даними проекту конструкція має параметри опору

$\bar{R} = 300$ ,  $\hat{R} = 10$  МПа і передбачає ефект навантаження з параметрами  $\bar{F} = 160$ ,  $\hat{F} = 33,11$  МПа. Якщо коефіцієнт  $\gamma_n = 1,00$ , то за цих даних індекс надійності мав би бути таким:

$$\beta_0 = \frac{300 - 160}{\sqrt{10^2 + 33,11^2}} = 4,05$$

Нехай під час обстеження з'ясовано, що у складі  $\bar{F}$  є частка постійного навантаження  $G = 70$  МПа, мінливість тимчасових навантажень характеризується параметрами  $\bar{F}_1 = \bar{F} - G = 90$ ,  $\hat{F}_1 = 38$ , а параметри опору одержали значення  $\bar{R} = 280$ ,  $\hat{R} = 7$ . Тоді індекс надійності визначиться як:

$$\beta_1 = \frac{280 - 70}{\sqrt{7^2 + 38^2}} = 5,51$$

Якщо розглянути змінне снігове навантаження, то слід відмітити, що послідовності річних максимумів ваги снігового покриву дають можливість короткострокового (на один-два роки вперед) передбачення величини снігового навантаження на основі застосування методів прогнозування випадкових процесів. Отримані результати можуть бути використані у перехідних розрахункових ситуаціях (період зведення, капітального ремонту або реконструкції будівельного об'єкта),



а також при оцінюванні технічного стану і надійності конструкцій, що експлуатуються.

Наприклад, якщо здатність конструкції покриття не відповідає вимогам норм проектування при врахуванні повного розрахункового снігового навантаження, її слід перевірити на дію навантаження, прогнозованого за даними найближчих метеостанцій на 1–2 роки вперед. Якщо момент прогнозу потрапляє на період малосніжних зим, прогнозоване розрахункове значення може бути дещо нижче повного розрахункового значення снігового навантаження [22]. При достатній несучій здатності конструкції по відношенню до прогнозованого навантаження можна дозволити її експлуатацію протягом однієї-двох зим і в цей час виконати комплекс підготовчих робіт із її заміни або посилення. Такий підхід може дати деякий час для виконання якісного посилення несучих конструкцій покриттів та значну економію експлуатаційних витрат.

Технологічні навантаження, зокрема навантаження від мостових кранів, можуть регулюватися у менший бік для забезпечення необхідної надійності пошкоджених конструкцій. Назвемо тут такі прийоми, як обмеження вантажопідйомності кранів, збільшення дистанцій при зближенні кранів, збільшення можливого віддалення візків кранів від ряду колон. Останній прийом допускається діючими нормами навантажень і забезпечує зниження вертикального навантаження від мостових кранів загального призначення на 6–24% при обмеженні наближення візка відповідно на 0,1–0,4 прольоту кранів.

### ВПЛИВ РІВНЯ ІНФОРМОВАНOSTI

Дуже повчальним є запропонований у [23] прийом урахування неповноти знань щодо властивостей конструкції, надійність котрої аналізується. Доступність існуючих конструкцій для виконання робіт з їх обстеження, ступінь деталізації обстежень, використання непрямих вимірів при визначенні фізичних властивостей матеріалів, впливи інших чинників об'єктивно впливають на вірогідність даних, що використовуються під час оцінки несучої здатності. Єврокод [23] умовно визначає три рівні знань:

- KL1: Обмежене знання,
- KL2: Звичайне знання,
- KL3: Повне знання.

Якісна оцінка впливу достовірності вихідних даних, на яких ґрунтуються перевірки,

здійснюється через те, що крім часткових коефіцієнтів надійності  $\gamma_f$  і  $\gamma_m$  додатково вводяться, так звані коефіцієнти невизначеності (CF), що залежать від рівня знань (табл. 5).

Таблиця 5 – Класифікація рівня знань

Рівень знань	Джерело відомостей про:		Коефіцієнт CF
	геометрію і конструктивні рішення	властивість матеріалів	
KL1	З будівельних креслень з вибірковими чи повними вимірами та з обмеженням або з вичерпаним оглядом на місці	Значення, використані за умовчанням, відповідно до стандартів, діючих під час будівництва, і з обмежених випробувань на місці	1,35
KL2		З оригінальних проектних технічних умов з обмеженими випробуваннями на місці або з розширених випробувань на місці	1,20
KL3		З оригінальних протоколів випробувань з обмеженням випробуванням на місці або з вичерпаним випробуванням на місці	1,00

При визначенні властивостей існуючих матеріалів, які повинні використовуватися при розрахунку характеристик міцності, значення, отримані з випробувань чи з додаткових джерел інформації, мають бути розділені на коефіцієнт довірчої вірогідності CF, наданий у таблиці 5 для відповідного рівня знання.

На нашу думку, у відповідному нормативному документі треба визначити обов'язковість одержання того чи іншого рівня знань з врахуванням класу конструкції за відповідальністю (CC1, CC2 чи CC3). Значення коефіцієнту невизначеності CF, що наведені у таблиці 5, відповідають сейсмічним нормам [23] і потребують уточнення при використанні в ситуаціях, відмінних від сейсмічних. Навряд чи це можливо теоретично обґрунтувати, і, скоріше, тут потрібне експертне рішення.

### ВИСНОВКИ

Виявлені невіршені питання, пов'язані із особливостями оцінювання надійності існуючих та пошкоджених конструкцій. Обґрунтовується можливість для існуючих конструкцій використовувати нижчі цільові показники надійності, якщо вони можуть бути виправдані на основі



економічних, соціальних та екологічних міркувань. Проведено розрахунки індексу якості життя LQI, побудовані за даними української статистики. Показана можливість диференціювати надійність за критеріями безпеки і економічності в залежності від класу наслідків і терміну експлуатації. Підкреслюється важливість при оцінюванні надійності існуючих конструкцій прийняття до уваги попередньої експлуатації конструкцій та уточнення властивостей матеріалу і навантажень. Особливо виділяється запропонований в [23] прийом урахування неповноти знань щодо властивостей конструкції, надійність якої аналізується.

### БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК

1. ISO 2394:1998. General principles on reliability of structures. – International Organization for Standardization. ISO, Geneva, Switzerland. – 1998.
2. EN 1990. Basis of Structural Design – Brussels: Eurocode European Committee for Standardization. – 2002. – 89 p.
3. ДБН В.1.2-14:2018. Система забезпечення надійності та безпеки будівельних об'єктів. Загальні принципи. – К.: Міністерство розвитку громад та територій України. – 2018. – 67 с.
4. Пичугин С.Ф. Надежность стальных конструкций производственных зданий / С.Ф. Пичугин. – М.: Изд-во АСВ. – 2011. – 456 с.
5. ISO 2394: 2015. General principles on reliability of structures. – ISO, Geneva, Switzerland. – 2015.
6. ДБН В.1.2-6:2022. Основні вимоги до будівель і споруд. Механічний опір та стійкість. – К.: Міністерство розвитку громад та територій України. – 2022. – 56 с.
7. ISO 13822. Basis for design of structures – Assessment of existing structures. – ISO, Geneva, Switzerland. – 2001.
8. Hingorani R. Structural safety requirements based on risks to person / R. Hingorani, P. Tenner // Special Workshop on Risk Acceptance and Risk Communication – March 26-27, 2007. – Stanford University.
9. Holický M. Reliability levels related to different reference periods and consequence classes / M. Holický, D. Diamantidis, M. Sýkora // Beton und Stahlbetonbau. – 2018. – Vol. 113(1). – P. 22 –26.
10. Lu D. Global seismic reliability. Analysis of building structures based on system / D. Lu, P. Yu. Song // Level Limit States. – Oct. 12-17, 2008. – Bijjing, China.
11. Oehme P. Schäden an Stahltrawerken: Statistische Schadensanalyse unter Deachtung juristischer Aspekte / P. Oehme.– Berlin:

- Bauinformation. – 1990. – 40 s.
12. Pichugin Sergiy. Building Accident Causes at a Stage of Construction and Acceptance in Operation / Sergiy Pichugin, Lina Dmytrenko // International Journal of Engineering & Technology. – 2018. – Vol. 7, No 3.2 – Pp. 311 – 315. DOI: 10.14419/ijet.v7i3.2.14426
  13. Holický, M. Optimisation of the target reliability for temporary structures / M. Holický // Civil Engineering and Environmental Systems.– 2013. – Vol. 30, No. 2, – P. 87 – 96.
  14. Статистичний щорічник України за 2020 рік. – Київ: Держстат України. – 2021. – 453 с.
  15. Fischer K. Optimal and acceptable reliabilities for structural design / K. Fischer, C. Viljoen, J. Kdhler, M.H. Faber // Structural Safety. – 2019. – Vol. 76. – P. 149 – 161.
  16. Пичугін С.Ф. Розрахунок надійності будівельних конструкцій / С.Ф. Пичугін. – Полтава: ТОВ «АСМІ». – 2016. – 269 с.
  17. Steenbergen R. Economic and human safety reliability levels for existing structures / R. Steenbergen, M. Sýkora, D. Diamantidis, M. Holický, T. Vrouwenvelder // Structural Concrete. – 2015. – Vol.16(3). – P. 323 – 332.
  18. Кудзис А.П. Оценка надежности железобетонных конструкций / А.П. Кудзис. – Вильнюс: Мокслас. – 1985. –156 с.
  19. ДСТУ Б В.2.6-210:2016. Оцінка технічного стану сталевих будівельних конструкцій, що експлуатуються. – К.: Мінрегіон України. – 2016. – 80 с.
  20. Закс Ш. Теория статистических выводов / Ш. Закс. – М.: Мир. – 1975. – 776 с.
  21. Ароне Р.Г. Обеспеченность нормативных и расчетных сопротивлений в строительных сталях / Р.Г. Ароне, М.Р. Урицкий // Строительная механика и расчет сооружений. – 1970. – №3. – С. 35 – 39.
  22. Перельмутер А.В. Нагрузки и воздействия на здания и сооружения / А.В. Перельмутер, В.Н. Гордеев, А.И. Лантух-Лященко, А.В. Махинько, В.А. Пашинский, С.Ф. Пичугин. Под общей ред. А.В Перельмутера. – 4-е изд., перераб. – М.: Изд-во СКАД СОФТ, изд-во АСВ, изд-во ДМК Пресс. – 2014. – 596 с.
  23. EN 1998-3. Design of structures for earthquake resistance – Part 3: Assessment and retrofitting of buildings. – Brussels: Eurocode European Committee for Standardization. – 2018. – 91 p.

### REFERENCES

1. ISO 2394:1998 (1998). General principles on reliability for structures. International Organization for Standardization, ISO, Geneva, Switzerland.



2. EN 1990 (2002). Basis of Structural Design. Brussels: Eurocode European Committee for Standardization.
3. DBN B.1.2-14: 2018. (2018). System for ensuring the reliability and safety of construction sites. General principles. K.: Ministry of Development of Communities and Territories of Ukraine [in Ukraine].
4. Pichugin S.F. (2011). Reliability of industrial building steel structures. M.: ASV [in Russian].
5. ISO 2394:2015 (2015). General principles on reliability of structures. ISO, Geneva, Switzerland.
6. DBN B.1.2-6: 2022 (2022). Basic requirements for buildings and structures. Mechanical resistance and stability. K.: Ministry of Development of Communities and Territories of Ukraine [in Ukraine].
7. ISO 13822 (2001). Basis for design of structures –Assessment of existing structures. ISO, Geneva, Switzerland.
8. Hingorani R., Tenner P. (2007). Structural safety requirements based on risks to person. Special Workshop on Risk Acceptance and Risk Communication. Stanford University, March 26-27.
9. Holický M., Diamantidis D., Sýkora M. (2018). Reliability levels related to different reference periods and consequence classes. *Beton und Stahlbetonbau*, Vol. 113(1), 22 –26.
10. Lu D, P. Yu. Song (2008). Global seismic reliability. Analysis of building structures based on system. Level Limit States. Beijing, China. Oct. 12 – 17.
11. Oehme P. (1990). *Schäden an Stahltrawerken: Statistische Schadensanalyse unter Deachtung juristischer Aspekte*. Berlin: Bauinformation.
12. Pichugin Sergiy, Dmytrenko Lina (2018). Building accident causes at a stage of construction and acceptance in operation. *International Journal of Engineering & Technology*. Vol. 7, No 3.2, 311 – 315. DOI: 10.14419/ijet.v7i3.2.14426
13. Holický, M. (2013). Optimisation of the target reliability for temporary structures. *Civil Engineering and Environmental Systems*. Vol. 30, No. 2, 87 – 96.
14. Statistical Yearbook of Ukraine for 2020. (2021). Kyiv: State Statistics Service of Ukraine [in Ukraine].
15. Fischer K., Viljoen C., Kähler J., Faber M.H. (2019). Optimal and acceptable reliabilities for structural design. *Structural Safety*. Vol. 76, 149 – 161.
16. Pichugin S.F. (2016). Reliability calculation of building structures. Poltava: ASMI [in Ukraine].
17. Steenbergen R., Sýkora M., Diamantidis D., Holický M., Vrouwenvelder T. (2015). Economic and human safety reliability levels for existing structures. *Structural Concrete*. Vol.16(3), 323 – 332.
18. Kudzis A.P. (1985). Reliability assessment of reinforced concrete structures. Vilnius: Mokslas.
19. DSTU B V.2.6-210:2016. (2016). Assessment of the technical condition of steel building structures in operation. K.: Ministry of the Region of Ukraine [in Ukraine].
20. Zaks Sh. (1975). Theory of statistical inference. M.: Mir.
21. Arone R.G., Uritsky M.R. (1970). Security of normative and design resistances in building steels. *Structural mechanics and calculation of structures*. №3, 35 – 39.
22. Perelmutter A.V., Gordeev V.N., Lantukh-Lyashchenko A.I., Makhinko A.V., Pashinsky V.A., Pichugin S.F. (2014). Loads and loadings on buildings and structures. Under the general editorship A.V. Perelmutter. 4th ed., revised. M.: SKAD SOFT, ASV, DMK Press.
23. EN 1998-3. (2018). Design of structures for earthquake resistance. Part 3: Assessment and retrofitting of buildings. Brussels: Eurocode European Committee for Standardization.

Стаття надійшла до редакції 12.02.2023 року