



УДК 69:002; 72.025; 721

**IMPROVING EFFICIENCY OF THE INTEGRATED SECURITY  
INFORMATION SYSTEM FOR BUILDING PROTECTION**  
**ПІДВИЩЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ КОМПЛЕКСНОЇ  
БЕЗПЕКИ ЗАХИСТУ БУДІВЕЛЬ**

**Terentyev O.O. / Терентьев О.О.***d.t.s., prof. / д.т.н., проф.*

ORCID: 0000-0001-6995-1419

**Gorbatyuk Ie.V. / Горбатюк Є.В.***s.t.s., as.prof. / к.т.н., доц.*

ORCID: 0000-0002-8148-5323

**Tyslenko O.B. / Тисленко О.Б.***Ph.D. degree / здобувач ступеня доктора філософії***Zubrij I.M. / Зубрій І.М.***Ph.D. degree / здобувач ступеня доктора філософії**Kyiv National University of Construction and Architecture,**Kyiv, Povitroflotsky Avenue, 31, 03037**Київський національний університет будівництва і архітектури,**Київ, Повітрофлотський проспект, 31, 03037*

**Анотація.** Пропонується метод, що пов'язаний з підвищенням ефективності інформаційної системи безпечної експлуатації захисту будівель. Розглянутий метод безеталонного оцінювання значень параметрів безпечної роботи будівель. Отримані рекомендації дозволяють можливість забезпечення довготривалої та надійної безпечної експлуатації будівель за рахунок своєчасного прогнозування та використання моделей та методів підвищення ефективності інформаційної системи діагностики технічного безпеки будівель.

**Ключові слова:** інформаційна система, підвищення ефективності, діагностика, технічний стан, комплексна безпека, захист.

**Вступ.**

Діагностика технічного стану комплексної безпеки будівель виділяється як важливий напрямок будівельного виробництва. Обсяги цього виду робіт збільшуються внаслідок фізичного та морального зношення будівель, обладнання і реконструкції підприємств, активізації нового будівництва в районах старої забудови, реконструкції малоповерхових будівель, підвищення цін та зміни форм власності на нерухомості.

Проблема діагностування технічного стану будівель розглядається в державі, як соціально-економічна, що потребує суттєвих науково-технічних заходів. Обраний напрямок дослідження відповідає постанові Кабінету Міністрів України "Про забезпечення надійності й безпечної експлуатації будівель, споруд та інженерних мереж" від 05 травня 1997 року № 409 та розпорядженню Кабінету Міністрів України "Про заходи щодо посилення контролю за проектуванням, новим будівництвом, реконструкцією, капітальним ремонтом та експлуатацією будинків і споруд" № 100-р від 01 березня 2004 р.

Оцінка технічного стану комплексної безпеки будівель є одна з найбільш складних задач на ринку інтелектуальних систем оцінки і прийняття рішень.



Складність полягає у великій кількості чинників, що впливають на оцінку, які досить складно формалізувати. Задача діагностики технічного стану комплексної безпеки будівель вирішується експертами, що користуються лінійними методами статистичного аналізу.

Підвищенню ефективності процесу обстеження, зниженню ступеня ризику прийняття необ'єктивних рішень сприяло б інформаційне забезпечення, що дозволить вирішувати питання з обробки матеріалів обстеження. Звісно, кінцеве рішення прийматимуть експерти, але наявність інформаційної системи комплексної безпеки будівель управління підвищить фаховий рівень прийняття таких рішень.

#### **Аналіз літературних даних.**

Проведено вивчення наукових джерел за проблематикою дослідження теоретичних засад щодо побудови інформаційних технологій діагностики складних технічних систем та аналітичного забезпечення їх функціонування, отриманих відомими вітчизняними науковцями, серед яких Терентьев О.О., Київська К.І., Гончаренко Т.О., Горбатює С.В., Григоровський П.С., визначено: відсутність єдиної методології для побудови інформаційної системи діагностики технічного стану комплексної безпеки будівель; відсутність моделей та методів підвищення ефективності комплексної безпеки будівель, які б дали можливість забезпечити ефективне функціонування інформаційних систем діагностики технічного стану безпеки будівель, забезпечити високу точність прийняття рішень щодо їх стану; відсутність єдиної інформаційної бази даних, що дала б можливість порівнювати результати діагностики технічного стану безпеки будівель, спостерігати динаміку старіння, систематизувати висновки про їх стан. А тому, розв'язання цих задач є актуальним і дає можливість забезпечення довготривалої та надійної безпечної експлуатації будівель за рахунок своєчасного прогнозування та використання моделей та методів підвищення ефективності інформаційної системи діагностики технічного стану безпеки будівель.

Забезпечення довготривалої та надійної експлуатації будівель за рахунок своєчасного прогнозування та використання інформаційної системи діагностики їх технічного стану комплексної безпеки будівель є актуальною теоретичною та техніко-економічною проблемою, що потребує застосування ефективних рішень на всіх етапах життєвого циклу будівель.

Даний підхід може знайти практичне застосування в організаціях, що здійснюють підтримку працездатності стану комплексної безпеки будівель.

#### **Мета та задачі дослідження.**

Метою дослідження є розробка інформаційної системи підвищення ефективності системи діагностики технічного стану будівель, що дозволить підвищити ефективність процесу обстеження та покращити якість прийняття рішень щодо безпечної та надійної експлуатації будівель.

Для досягнення мети роботи провести аналіз сучасного стану проблеми використання інформаційних систем для підвищення рівня безпеки будівель. Виявлено основні завдання та здійснено вибір шляхів їх вирішення. На основі якого розробити інтегрований метод безеталонного оцінювання значень



параметрів системи діагностики технічного стану та запропоновані комплексні методи прогнозування порушення стану і визначення передаварійних ситуацій комплексної безпеки будівель.

**Метод безеталонного оцінювання значень параметрів безпечної експлуатації будівель.** Пропонується новий метод безеталонного оцінювання значень параметрів безпечної роботи будівель, що вимагає замість процедури порівняння об'єкта з еталоном упорядкування вибірки з безлічі об'єктів. При цьому передбачається, що на підставі бази даних інформаційної системи можна побудувати закони розподілу аналізованих параметрів.

Відзначимо деякі властивості порядкових статистик, використовуваних в подальших побудовах.

Нехай функція розподілу  $F(x)$ , що розглядається генеральної сукупності неперервна майже всюди. Елементи вибірки з цієї генеральної сукупності  $x_1, x_2, \dots, x_n$  отримані як послідовні значення вимірюваного тимчасового ряду будь-якого параметра. змінивши вихідне розташування цих елементів відповідно до їх зростання (чи спадання), отримаємо ряд:  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ .

В такому випадку елементи  $x_i$  являють собою  $i$ -ю порядкову статистику в вибірці обсягу  $n$  з генеральної сукупності. При подібному підході генеральна сукупність є комплексом випадкових величин.

При використанні порядкових статистик для обробки даних немає необхідності побудови динамограми в її стандартному вигляді – у вигляді замкнутої кривої. Дані являють собою тимчасові ряди даних  $\{x_i\}$  за своєю суттю аналогічні осцилограмам. На практиці рангові порядкові статистики можуть бути обчислені в будь-яких часових рядах, мають характерне положення екстремуму. З урахуванням випадкової складової вимірюваних значень залежності напруги від часу можна представити у вигляді:

$$F(t) = \theta(t) - \xi(t), \quad (1)$$

де  $F(t)$  – напруга в момент часу  $t$ ;  $\theta(t)$  – функція, що описує зміна напруги у часі;  $\xi(t)$  – шумова складова виміру, має в загальному випадку довільний розподіл.

Використання теорії рангів для розпізнавання зміни в динамограмі зручно тим, що такий підхід дозволяє уникнути труднощів, пов'язаних з побудовою об'єктивної шкали абсолютних значень навантажень, оскільки цей параметр є істотно варіабельний.

У подальших побудовах під рангом вимірювання розуміти номер  $R(F_j)$ , який набуває цей вимір в упорядкованому за зростанням ряду значень при  $k < i < k + n$ , де  $n$  – обсяг вибірки. М. Кендел показав, що при аналізі залежності зручно використовувати статистику  $S(n) = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \delta_{ij}$ ,

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{при } F_i > F_j \\ 0 & \text{при } F_i = F_j \\ 1 & \text{при } F_i < F_j \end{cases}, \quad (2)$$



де  $F_i, F_j$  – вимірювання з тимчасового ряду напруги,  $j < N$ .

Коефіцієнт рангової кореляції

$$k = \frac{2S(n)}{n(n-1)} \quad (3)$$

дозволяє зробити висновки про ступінь монотонності залежності  $F(t)$ .

При  $k = 1$  значення монотонно зростають,  $k = -1$  характеризує монотонне спадання.

Проведений ряд на підставі використання баз даних інформаційної системи, що розглядаються як тимчасові ряди, показав, що в більшості випадків ці ряди характеризуються цілим набором характерних локальних екстремумів функції  $F = F(t)$ . Тим самим порушується умова монотонності функції, що визначається статистикою Кендалла.

В роботі було показано, що першу статистику Кендалла можна доповнити, якщо існує достовірна апріорна інформація при координатах локальних екстремумів, які поділяють області зростання або спадання функції.

Це досягається за рахунок використання тотожності  $N = 2n$  (для парної кількості вимірювань і симетричного розташування точки екстремуму).

Дійсно, якщо розбити вибірку вимірювань на перші і другі спостереження, то величина

$$S_2 = S^{(1)} - S^{(2)}, \quad (4)$$

і коефіцієнт рангової кореляції Кендела другого порядку

$$k_2 = \frac{2S(n)}{n(n-1)} \quad (5)$$

будуть кількісно описувати характер зміни тимчасової послідовності  $\{F_t\}$ .

Аналіз функції показує, що якщо  $\{F_j\}$  монотонно зростає від  $F_1$  до  $F_n$  і монотонно убуває від  $F_{n+1}$  до  $F_{2n-N}$ , то значення  $k_2$  буде в точності дорівнювати  $+1$ . При цьому не грає ролі, як швидко зростають або зменшуються значення  $F_j$  з ростом  $i$ . Важливо лише те, щоб екстремум припадав на точку з номером  $n$ .

**Методи непараметричної кореляції і регресія для оцінки стану системи діагностики технічного стану комплексної безпеки будівель**

Є дві групи пов'язаних спостережень  $X = (x_1, \dots, x_m)$  і  $Y = (y_1, \dots, y_m)$ .

Якщо є сумніви в застосовності Гаусом моделі розподілу даних (а вони, в більшості випадків, небезпідставні), то для оцінки зв'язку між змінними  $Y$  і  $X$  можна скористатися деякими альтернативами методу найменших квадратів. Реальним змістом цих вимірювань є той порядок, в якому вибудовуються об'єкти за ступенями вираженості вимірюваної ознаки. Порядковий номер числа в такому відсортованому списку називається його рангом.

Необхідно оцінити ступінь впливу ознаки  $X$  на ступінь вираженості відгуку  $Y$ . Якщо такого впливу немає, то справедлива нульова гіпотеза  $H_0$  про незалежність порядкових ознак. Вирішення цього завдання шукається,



грунтуючись на ранги вимірювань.

Нехай кожному  $i$ -му вимірюванню приписана пара натуральних чисел  $r_1, s_1$ , де  $r_1$  – ранг  $x_1$  серед чисел  $(x_1, \dots, x_m)$ , а  $s_1$  – рангу  $y_1$  серед чисел  $(y_1, \dots, y_m)$ . Будемо при цьому вважати, що серед рядів чисел  $X$  і  $Y$  немає повторюваних значень, так що перехід до рангів питань не викликає.

Якщо ознаки  $X$  і  $Y$  взаємопов'язані, то послідовність рангів  $r_1, r_2, \dots, r_m$  впливає на рангову послідовність  $s_1, s_2, \dots, s_m$ ; в іншому випадку порядок серед  $Y$  випадковий по відношенню порядку серед  $X$ . Тому центральним моментом обговорення гіпотези  $H_0$  є оцінка, наскільки є ранги  $s_1, s_2, \dots, s_m$  рівноможливими (тобто рівноймовірними) при будь-якому порядку чисел  $r_1, r_2, \dots, r_m$ . Другим важливим моментом є вибір міри схожості двох наборів рангів.

Коефіцієнт рангової кореляції, заснований на тому, що близькість цих двох рядів чисел відображає величина:

$$S = \sum_{i=1}^m (r_i - s_i)^2, \quad (6)$$

яка варіюється від 0, якщо послідовності повністю збігаються, до

$$\frac{m^3 - m}{3}, \quad (7)$$

коли послідовності рангів повністю протилежні.

Нормований до свого максимального значення, коефіцієнт рангової кореляції Спірмена

$$p = 1 - \frac{6S}{m^3 - m}, \quad (8)$$

варіює від +1 до -1 і свої крайні значення приймає в разі повної передбачуваності однієї рангової послідовності по іншій. Зауважимо, що значення  $S$  не залежить ні від значення першого номера послідовності, ні від порядку сортування.

Інший коефіцієнт рангової кореляції, який отримав популярність після робіт М. Кендалла, як міри схожості між двома ранжуваннями використовує мінімальне число перестановок, яке треба здійснити між сусідніми об'єктами, щоб одне впорядкування об'єктів перетворити в інше.

Статистику Кендалла  $K$  підраховують наступним чином. Вибудовують пов'язані спостереження в порядку зростання ознаки  $X$  і для кожного значення  $y_i$  визначають його ранг  $s_i$ . На послідовності рангів  $s_1, s_2, \dots, s_m$  визначають кількість інверсій, тобто порушень порядку слідування. Наприклад, при  $m = 4$  і послідовності рангів  $\{4, 3, 1, 2\}$  маємо кількість інверсій (суть – статистику Кендалла)  $K = 3 + 2 = 5$ , де 3 – кількість інверсій для числа 3 і 2 – кількість інверсій для числа 1. Найменше можливе значення  $K = 0$  виходить при повному збігу рангових послідовностей, найбільше  $K = \frac{m(m-1)}{2}$  при повній їх протилежності.



Коефіцієнт рангової кореляції по Кендаллу являє собою статистику, нормовану по її максимуму, і змінюється в тих же межах, що і коефіцієнт кореляції Спірмена:

$$\tau = 1 - \frac{4k}{m(m-1)}. \quad (9)$$

Статистика  $\tau$  Кендалла еквівалентна  $\rho$  Спірмена як по потужності, так і по виконанню основних припущень. Зазвичай, однак, числові значення  $\rho$  Спірмена і  $\tau$  Кендалла різні, тому що вони відрізняються як своєю внутрішньою логікою, так і способом обчислення. Більш важливим є те, що статистики Кендалла і Спірмена мають різну інтерпретацію: якщо коефіцієнт кореляції Спірмена може розглядатися як прямий аналог коефіцієнта кореляції  $\tau$  Пірсона, обчислений за рангами, то статистика Кендалла швидше заснована на підрахунку ймовірностей (висловлюючись більш точно, перевіряється наявність відмінностей між вірогідністю близько розташованих спостережуваних даних для двох величин).

Якщо в даних є багато співпадаючих значень, то краще використовувати третю рангову статистику  $\tau$ -критерій, який по своїй інтерпретації і обчислень еквівалентний статистикою Кендалла, за винятком того, що збіги явно враховуються в нормуванні. Висловлюючись коротко,  $\tau$  являє собою різницю між ймовірністю того, що ранговий порядок двох змінних збігається, мінус ймовірність того, що він не збігається, поділену на одиницю мінус ймовірність збігів.

Для перевірки припущення про відсутність зв'язку між ознаками треба обчислити вибіркоче значення будь-якого коефіцієнта рангової кореляції і порівняти його з критичним значенням для даного рівня значущості. Нульову гіпотезу  $H_0$  слід відкинути, якщо отримане в досвіді значення коефіцієнтів  $\tau$  або  $\rho$  по модулю перевершує критичне.

Критичні значення рангових критеріїв можна знайти за таблицями, або обчислити за наближеними формулами, які засновані на тому, що при  $H_0$  і зі

збільшенням  $m$  розподіл випадкових величин  $\rho = \sqrt{m-1}$ ,  $\tau = \sqrt{\frac{9m(m+1)}{2(2m+5)}}$

асимптотично наближається до стандартного нормального закону  $N(0,1)$ .

Таблиці пов'язаності дозволяють виміряти зв'язки між кросстабульорованими змінними.

Спостережувані на практиці зв'язки значно слабкіше, і тому виникає питання: як виміряти зв'язки між табульованими змінними і оцінити їх надійність (статистичну значущість). Далі обговорюються найзагальніші заходи зв'язку між двома категоризованими змінними.

Методи, які використовуються для аналізу зв'язків між більш ніж двома змінними в таблицях високого порядку, обговорюються в розділах Логлінейний аналіз і Аналіз відповідностей.

Хі-квадрат Пірсона – це найбільш простий критерій перевірки значущості зв'язку між двома змінними. Критерій Пірсона ґрунтується на тому, що в



двовходовій таблиці очікувані частоти при гіпотезі "між змінними немає залежності" можна обчислити безпосередньо.

Значення статистики  $\chi^2$ -квадрат і її рівень значимості залежить від загального числа спостережень і кількості осередків в таблиці. Відносно малі відхилення спостережуваних частот від очікуваних буде доводити значимість, якщо число спостережень велике.

Є тільки одне істотне обмеження використання критерію  $\chi^2$ -квадрат (крім очевидного припущення про випадковий виборі спостережень), яке полягає в тому, що очікувані частоти не повинні бути дуже малі. Це пов'язано з тим, що критерій  $\chi^2$ -квадрат за своєю природою перевіряє ймовірності в кожному осередку і якщо очікувані частоти в осередках стають маленькими, наприклад, менше 5, то ці ймовірності не можна оцінити з достатньою точністю за допомогою наявних частот.

Максимум правдоподібності  $\chi^2$ -квадрат призначений для перевірки тієї ж самої гіпотези щодо зв'язків у таблицях спряженості, що і критерій  $\chi^2$ -квадрат Пірсона. Однак його обчислення засноване на методі максимальної правдоподібності. На практиці статистика максимум правдоподібності  $\chi^2$ -квадрат дуже близька за величиною до звичайної статистики Пірсона  $\chi^2$ -квадрат.

Апроксимація статистики  $\chi^2$ -квадрат для таблиць  $2 \times 2$  з малим числом спостережень в осередках може бути поліпшена зменшенням абсолютного значення різниць між очікуваними і спостережними частотами на величину 0,5 перед зведенням в квадрат (так звана поправка Йетса). Поправка Йетса, що робить оцінку більш помірною, зазвичай застосовується в тих випадках, коли таблиці містять тільки малі частоти, наприклад, коли деякі очікувані частоти стають менше 10.

Точний критерій Фішера можна застосувати тільки для таблиць  $2 \times 2$ . Критерій заснований на наступному міркуванні. Дано маргінальні частоти в таблиці, припустимо, що обидві табульовані змінні незалежні. Задамо питання: наскільки ймовірним є отримання спостережуваних в таблиці частот, виходячи із заданих маргінальних? Виявляється, ця ймовірність обчислюється точно підрахунком всіх таблиць, які можна побудувати, виходячи з маргінальних. Таким чином, критерій Фішера обчислює точну вірогідність появи спостережуваних частот при нульовій гіпотезі (відсутність зв'язку між табульованими змінними). В таблиці результатів наводяться як односторонні, так і двосторонні рівні.

$\chi^2$ -квадрат Макнемара застосовується, коли частоти в таблиці  $2 \times 2$  представляють залежні вибірки. Наприклад, спостереження одних і тих же індивідуумів до і після експерименту. Зокрема, ви можете підраховувати число студентів, які мають мінімальні успіхи з математики на початку і в кінці семестру або перевагу одних і тих же респондентів до і після реклами. Обчислюються два значення  $\chi^2$ -квадрат:  $A/D$  і  $B/C$ .  $A/D$   $\chi^2$ -квадрат перевіряє гіпотезу про те, що частоти в осередках  $A$  і  $D$  (верхня ліва, нижня права) однакові.  $B/C$   $\chi^2$ -квадрат перевіряє гіпотезу про рівність частот в осередках  $B$  і  $C$  (верхня права, нижня ліва).



Коефіцієнт спряженості являє собою засновану на статистиці  $\chi^2$ -квадрат міру зв'язку ознак в таблиці спряженості (запропоновану Пірсоном). Перевага цього коефіцієнта перед звичайною статистикою  $\chi^2$ -квадрат тому, що він легше інтерпретується, діапазон його зміни знаходиться в інтервалі від 0 до 1 (де 0 відповідає випадку незалежності ознак в таблиці, а збільшення коефіцієнта показує збільшення ступеня зв'язку). Недолік коефіцієнта спряженості в тому, що його максимальне значення "залежить" від розміру таблиці. Цей коефіцієнт може досягати значення 1 тільки, якщо число класів не обмежено.

Коефіцієнти невизначеності вимірюють інформаційний зв'язок між факторами (рядками і стовпцями таблиці). Поняття інформаційної залежності бере початок в теоретико-інформаційному підході до аналізу таблиць частот, куди можна звернутися з відповідною інструкцією для роз'яснення цього. Є симетричною і вимірює кількість інформації в змінній  $Y$  відносно змінної  $X$  в змінної  $X$  відносно змінної  $Y$ . Статистики  $S(X|Y)$  і  $S(Y|X)$  виражають спрямовану залежність.

### **Обговорення результатів дослідження методів підвищення ефективності інформаційної системи безпечної експлуатації будівель**

Аналіз результатів вимірювань свідчить про те, що протягом досить тривалого відрізка часу розташування локальних екстремумів на динамограмі залишається незмінним, хоча у тимчасових інтервалах між координатами цих екстремумів спостерігаються досить істотні варіації напружень.

Однак з часом технічний стан будівлі змінюються, що, як наслідок, супроводжується зміною виду динамограмми і координат відповідних локальних екстремумів. Старіння будівель можна охарактеризувати тимчасовим вектором стабільного напрямку. Внаслідок цього можна припустити, що статистика Кендела другого порядку зазнаватиме змін з погіршенням технічного стану будівлі.

Аналіз цих результатів показує, що прогнозування зміни технічного стану будівель тільки за одним параметром є малодостовірним. Навпаки, зміна параметра  $k_2$  – статистики Кендела характеризує всі етапи експлуатації будівель та зміна режимних характеристик їх роботи.

Аналіз результатів досліджень показує, що параметр  $k_2$  є вельми чутливим показником, що характеризує зміну рівня технічного стану будівель.

Зауважимо, що прикордонним значенням параметра  $k_2$ , що відокремлює один характерний стан несучої конструкції від іншого, є величина  $k_2 = 0,5$  (таблиця 1).

**Таблиця 1 – Статистики Кендела II-го порядку в залежності від технічного стану**

п/п	Рівень технічного стану несучої конструкції будівлі	Величина параметру $k_2$
1	Стійке добове навантаження, дефекти відсутні.	0,95 – 0,99
2	Передаварійний стан, розвиток дефектів	0,1 – 0,5





Таким чином, статистика Кендела другого порядку може служити діагностичним критерієм, що дозволяє виносити судження виду «так» / «ні» про рівень технічної безпеки експлуатації будівель.

Аналогічні розрахунки були нами реалізовані для 200 несучих конструкцій будівель, в рамках яких було оброблено понад 300 серій вимірювань. Отримані результати повністю відповідають таблиці 1. Зауважимо при цьому, що інтервальні оцінки показника  $k_2$  для стану системи «дефектів немає» і «наявність розвиненого дефекту» повністю перекриваються, що свідчить про малу чутливість параметра  $k_2$  безпосередньо до розвитку дефекту.

З іншого боку, стрибкоподібна зміна статистики Кендела при виході несучих конструкцій зі стану «стійке добове навантаження, дефектів немає» – свідчить про високу чутливість параметра  $k_2$  до моменту зміни рівня порогової технічної безпеки експлуатації будівлі.

### Висновки

1. Проведені дослідження показують, що висока варіабельність значень вимірів і зміна умов, що оточують будівлі, не дозволяють проводити достовірні порівняння вимірених значень, придатних для експертного оцінювання зміни рівня технічного стану будівель.

2. Значення напруги, які характеризуються високим рівнем шуму, доцільно обробляти із застосуванням методів теорії порядкових статистик, що дозволяють обробляти дані без побудови шкал абсолютних оцінок. Для визначення рівня експлуатаційної безпеки роботи будівель можна використовувати точкову оцінку – коефіцієнт рангової кореляції Кендела другого порядку, зміна величини якого до критичного значення  $k_2 = 0,5$  свідчить про зміну порогового рівня безпечної експлуатації об'єкта.

3. Визначено межі і описані перспективи застосування пропонованих методів підвищення ефективності інформаційної системи для комплексної безпеки будівель. Результатом є методичні рекомендації щодо вдосконалення і модернізації алгоритмів функціонування існуючих інформаційних систем комплексної безпеки будівель.

4. Результати роботи є основою для подальших наукових досліджень у напрямку поглиблення засобів інтелектуалізації процесів підвищення ефективності інформаційної системи діагностики технічного стану комплексної безпеки будівель.

### Література:

1. Honcharenko, T., Terentyev, O., Gorbatyuk, I. (2022). Mathematical Modeling of Information System Designing Master Plan of the Building Territory Based on OLAP Technology. *Mathematical Modeling and Simulation of Systems. MODS 2021. Lecture Notes in Networks and Systems*, vol 344. Springer, Cham. P. 3–15.

2. Honcharenko T., Terentyev O., Malykhina O., Druzhynina I., Gorbatyuk I. «BIM Concept for Design of Engineering Networks at the Stage of Urban Planning», *International Journal on Advanced Science, Engineering and Information*



Technology, Vol. 11(5), 2021, pp.1728-1735.

3. Increasing efficiency of information system of complex security of buildings protection / Terentyev A.A., Gorbatyuk Ie.V., Serpinska O.I., Borodinya V.V. Eastern European Scientific Journal. 2021. Vol. 1, № 3 (67): Technical science. P. 24-28.

4. Дослідження та реалізація інтелектуальної інформаційної технології тестування нейронної мережі системи діагностики технічного стану будівель / Терентьев О.О., Горбатюк Є.В., Доля О.В., Лященко Т.О., Серпінська О.І. Управління розвитком складних систем: збірник наукових праць. Київ: КНУБА, 2021. Вип. 46. С. 76-83.

5. Terentyev O.O., Grigorovskiy P.E., Tugaj A.A., Dubynka O.V. Building a System of Diagnosis Technical Condition of Buildings on the Example of Floor Beams Using Methods of Fuzzy Sets. Proceedings of the 2nd International Conference on Building Innovations, June 14, 2020. P.729-739.

6. Методи та моделі пошкодження автоматизованої системи діагностики технічного стану об'єктів будівництва / Терентьев О.О., Горбатюк Є.В., Доля О.В., Київська К.І., Азенко В.В., Бородиня В.В. Київ: Управління розвитком складних систем, збірник наукових праць, випуск 38/2019, КНУБА, 2019. С. 82–91.

7. Інтегровані моделі та методи автоматизованої системи діагностики технічного стану конструкцій будівель та споруд: підручник / Терентьев О.О., Русан І.В., Горбатюк Є.В., Івахненко І.С., Петроченко О.В., Куліков О.П. Київ: Компрінт, 2019. 239 с.

8. Terentyev O., Gorbatyuk I., Rusan I., Borodavka Y., Balina O. Building a system of diagnosis technical condition of buildings on the example of floor beams using methods of fuzzy sets. Theoretical aspects of modern engineering, Boston : Primedia eLaunch, 2020. PP. 92-100.

**Abstract.** A method is proposed related to improving the efficiency of the information system for safe operation of building protection. Considered method of non-reference estimation of values of parameters of safe operation of buildings. The obtained recommendations make it possible to ensure long-term and reliable safe operation of buildings by timely forecasting and using models and methods to increase the efficiency of the information system for diagnosing the technical safety of buildings.

**Key words:** information system, efficiency improvement, diagnostics, technical condition, complex security, protection.

Стаття відправлена: 16/10/2023

© Терентьев О.О., Горбатюк Є.В., Тисленко О.Б., Зубрій І.М.