

УДК 624.03

ЦІЛЬОВИЙ МЕТОД СТАТИСТИЧНОГО ОБРОБЛЕННЯ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИПРОБУВАНЬ НА РОЗРИВ ДЕФЕКТНИХ ТРУБ

I. В. ОРИНЯК¹, Р. В. МАЗУРИК¹, В. В. МАРЧЕНКО¹, А. І. ОРИНЯК²

¹ Національний технічний університет України

"Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського";

² ДАТ "Укртранснафта", Київ

Розроблено статистичні методи порівняльного аналізу точності формул для визначення залишкової міцності пластичних труб з поверхневими прямокутними дефектами. В існуючих підходах точність формул встановлено для всього масиву експериментів як одне узагальнене значення, а в цьому дослідженні – окремо для кожного фіксованого набору розмірів дефектів (точки інтересу). Для кожного експерименту розраховано його вагу, що не більше одиниці, на кожен точку інтересу. Статистичний аналіз точності виконано окремо для кожної точки інтересу, що дало можливість згладити експериментальні похибки і точніше визначити похибку самої формули.

Ключові слова: *корозійний дефект, залишкова міцність, труба, внутрішній тиск, похибка моделі.*

Statistical methods for a comparative analysis of the accuracy of formulas to assess residual strength of ductile pipes with rectangular surface defects are developed. In the available approaches the accuracy of formulas is established for a whole range of experiments as one common value, while in this study – separately for each given defect size (point of interest). For each experiment its weight is calculated, not larger than unity, for each point of interest. Statistical analysis of formulas accuracy is performed for each point of interest. This allows us to smooth experimental errors and to determine the error of the formula itself more accurately.

Keywords: *corrosion defect, residual strength, pipe, internal pressure, model error.*

Вступ. Магістральні трубопроводи – значна частина матеріального активу людства, тому їх надійна робота важлива для економічної стабільності. Однією з головних загроз їх цілісності є розвиток корозійних дефектів. Залишкову міцність трубопроводів з такими одиночними (невзаємодійними) дефектами найчастіше оцінюють за інженерними формулами, що надають відповідні стандарти. Такі формули, що пов'язують рівень навантаження, механічні характеристики металу труби, геометричні розміри труби та дефекту, емпірично "сконструйовані" ще в кінці 60-х років двадцятого століття. Сучасні сталі досить пластичні, тому ці формули, в основному, використовують традиційні механічні властивості – границі міцності і плинності, а не специфічні характеристики механіки руйнування. Їх постійно модифікують, уточняють як за результатами теоретичного аналізу, так і числового моделювання методами кінцевого елемента. Наприклад, зіставляють [1] як мінімум 25 різних формул. Насправді, варіантів їх застосування набагато більше, адже можна вибирати різні комбінації параметрів матеріалу, схематизувати форму дефекту, визначити номінальний діаметр труби (як внутрішній чи зовнішній) тощо.

Проте основним критерієм правильності формул є зіставлення прогнозних результатів з даними натурних випробувань труб до руйнування з реальними чи штучно нанесеними дефектами. Накопичену в літературі інформацію збирають в узагальнені бази даних, серед яких найвідоміші база Університету Каліфорнії [2] та база, зібрана за замовленнями Міністерства транспорту США [3, 4], які слугують для зіставлення формул і вибору кращих з них для певних умов, наприклад, для типів сталей певного класу міцності [1, 5]; обґрунтування вибору універсальної характеристики міцності сталей для застосування в цих формулах [6], правил геометричної схематизації дефектів складної форми для приведення їх до канонічної (типової) розрахункової, якою зазвичай є прямокутна форма поздовжнього осьового дефекту [7, 8]; визначення статистичних характеристик точності цих формул, які отримують як середньоарифметичні значення та дисперсії відхилень прогнозних значень руйнівного тиску від експериментальних значень. Ці кількісні характеристики інтерпретують як похибки моделей (model error) [5, 9, 10].

Велика кількість дефектів у трубопроводах, неточність визначення їх розмірів засобами діагностики, розкид реальних характеристик труб, їх розмірів, можливі відхилення рівнів навантаження спонукають до застосування імовірнісних методів оцінки надійності спочатку окремих дефектів [11], а потім – і трубопроводів [12–14]. Поняття похибки моделі часто використовують для аналізу надійності кожного окремого дефекту [10, 15]. Такий аналіз, на нашу думку, має лише академічний інтерес, що пов'язано зі суб'єктивним визначенням похибки математичної моделі на основі наявної статистики експериментальних даних.

1. Як відмічено в праці [2], це, перш за все, використання експериментів з нечіткими або суперечливими даними. Крім того, мета математичної моделі – описати граничний стан прямокутного вузького дефекту в тонкостінній трубі. Проте дуже часто застосовують [1] результати для дефектів іншої форми, наприклад, еліпсоїдальної [16]. Також у базі даних [3] є результати для реальних корозійних дефектів, форма яких дуже далека від ідеальної. Найвідоміші з них – результати Кроніна [17], де, щоб отримати форму дефекту, спочатку виконували 3D сканування, а далі знаходили найглибшу проєкцію на поздовжню вісь. Однак тут необхідні спеціальні методи аналізу [18, 19]. Саме тому в праці [9] вказано на необхідність використання лише штучно створених дефектів. Часто для аналізу точності формул для тонкостінних труб використовують дані для товстостінних [3], а також для тих, де окрім внутрішнього тиску, діють й інші навантаження, що спричиняють додаткові неточності оцінки похибки моделі.

2. Досліджувана модель не враховує ширини дефекту і неявно припускає, що він вузький, тобто є пластичною тріщиною [4]. Штучні дефекти найчастіше наносять фрезами. У цих умовах для крихких матеріалів може проявлятися недостатня тріщинотійкість, і руйнування може мати змішаний крихко-в'язкий характер. Тут потрібні консервативніші двокритеріальні підходи механіки руйнування, де модель пластичного руйнування є лише частиною [20] загального критерію руйнування. Для визначення точності теоретичних моделей потрібні окремі підходи [21, 22].

3. Ідеально точних експериментальних даних не існує, а реальні механічні властивості випробовуваної труби можуть відрізнятися від отриманих на зразках. Розміри труби, дефекту і, особливо, його глибина суттєво впливають на міцність труби. Проте глибина дефекту може бути вимірною лише з певною похибкою [23]. Подібні зауваження щодо розкиду експериментальних даних зроблені в праці [24], де спостерігали значне відхилення критичного тиску за здавалося б подібних вхідних даних про характеристики матеріалу і розміри дефекту. Тому дуже часто головною складовою похибки моделі є власне похибка експерименту.

4. Загальноприйнятим є те, що залишкову міцність труби з прямокутним дефектом визначають за двома безрозмірними параметрами – глибиною (δ) та довжиною (λ) дефекту:

$$\delta = \frac{d}{t}, \quad \lambda = \frac{l}{\sqrt{Dt}}, \quad (1)$$

де d – глибина дефекту; l – його довжина; t – товщина стінки труби; D – діаметр труби, який для тонкостінних труб приймають рівним півсумі зовнішнього і внутрішнього діаметрів. Очевидно, що для встановлення похибки моделей експериментальні результати повинні рівномірно охоплювати всі можливі комбінації параметрів δ та λ . Така вимога інтуїтивно зрозуміла. Зокрема, в праці [4] автори зауважили, що наведені ними дані охоплюють всі розміри дефектів. Проте детально це не обґрунтовується.

Зупинимось на цьому детальніше. Припустимо, що теоретична формула точна в одній області (назвемо її **A**) співвідношень між розмірами дефектів, і неточна в іншій (**B**). Тепер можемо зробити діаметрально різні висновки про її точність залежно від використовуваних експериментальних даних. Якщо матимемо більше інформації з області **B**, то отримаємо песимістичні результати. І, навпаки, використовуючи дані з області **A**, одержимо занадто оптимістичні висновки про точність моделі. Власне нерівномірність розподілу вхідних даних, застосування різних експериментальних статистик, на нашу думку, є основною причиною того, що різні статистичні дослідження [1, 3, 5, 9, 25] демонструють крашу точність для різних моделей.

Граничний тиск в'язкого руйнування P_{LL} для тонкостінних труб з порівняно вузькими дефектами і за відсутності дії інших сил (наприклад, глобального згинального моменту) подають у безрозмірному вигляді так:

$$\frac{P_{LL} R_m}{t \sigma_u} = \alpha_{LL} = f(\delta, \lambda), \quad (2)$$

де R_m – середній радіус труби; σ_u – границя міцності матеріалу, яку часто у формулах для граничного стану приймали з невеликими уточненнями [26]. Похибку формули (похибка моделі) для визначення α_{LL} часто враховують під час ймовірнісного аналізу надійності протяжних трубопроводів і знаходять як середнє значення похибок для проаналізованого масиву експериментальних результатів.

Сформулюємо ідею дослідження. Для точності прогнозування формул для довільного дефекту 1 враховуватимемо *вагу* кожного експерименту, яка може дорівнювати нулю, якщо розміри дефекту 1 суттєво відрізняються від розмірів дефекту в цьому експерименті. Тобто встановлюватимемо не загальну точність прогнозу формул за результатами оброблення всієї статистики, а таргетовану – для вибраного конкретного дефекту. Запропоновані нижче формули вибору *ваги* інтуїтивні і можуть уточнюватися в майбутньому.

Поняття ваги експериментальної точки. Загальну ідею дослідження сформульовано вище. Продемонструємо наш підхід лише для формули (3) на основі обмеженого набору статистичних значень експериментів і лише для обмеженого набору розмірів дефектів, для яких прогнозуватимемо точність формули (3). Розглянемо формулу, яка описує граничний стан прямокутного поверхневого дефекту, отриману за оригінальною аналітичною моделлю [19, 27]:

$$\alpha_{LL}(\delta, \lambda) = \frac{1 + \lambda^2(1 - \delta)\delta}{1 + \lambda^2\delta}. \quad (3)$$

Надалі чітко розділяємо позначення для дефекту 1 з розмірами (δ, λ) та дефекту 2 з розмірами (η, ξ), що є у використовуваній статистиці випробувань. Для

дефекту 2 вводимо два безрозмірні значення залишкової міцності. Зокрема, виділяємо значення, отримане в експерименті

$$\alpha_{\text{exp}}(\eta, \xi) = \frac{P_{\text{exp}}(\eta, \xi)R_m}{t\sigma_u}, \quad (4)$$

де $P_{\text{exp}}(\eta, \xi)$ – тиск руйнування труби з дефектом, та розрахункове $\alpha_{LL}(\eta, \xi)$, визначене за формулою (3), тобто при $\eta = \delta$ та $\xi = \lambda$. Маючи значення прогнозного безрозмірного $\alpha_{LL}(\eta, \xi)$ та реального тисків руйнування, введемо класичне поняття похибки $\sigma(\eta, \xi)$:

$$\sigma(\eta, \xi) = \alpha_{LL}(\eta, \xi) - \alpha_{\text{exp}}(\eta, \xi), \quad (5)$$

а далі – поняття ваги експериментальної точки (η, ξ) на точку інтересу (δ, λ) , що залежить від того, наскільки далеко точка (η, ξ) знаходиться від точки (δ, λ) . Для цього спочатку введемо поняття ваги W_η експериментальної точки $(\eta = var, \xi = \lambda)$ на точку інтересу (δ, λ) . Тобто значення безрозмірної довжини фіксуємо, а значення безрозмірної глибини може бути довільним. Ця вага враховує вплив зміни глибини дефекту на залишкову міцність:

$$W_\eta((\eta, \lambda), (\delta, \lambda)) = W_\eta(\eta, \delta, \lambda) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } z \leq |\alpha_{LL}(\eta, \lambda) - \alpha_{LL}(\delta, \lambda)|; \\ 1 - z^{-2}(\alpha_{LL}(\eta, \lambda) - \alpha_{LL}(\delta, \lambda))^2, & \text{інакше.} \end{cases} \quad (6)$$

Тут параметр z визначає чутливість до різниці між розрахованим та експериментальним значеннями: що більше експериментальних точок, то меншим можна вибрати це число.

Тепер введемо поняття ваги W_ξ експериментальної точки $(\eta = \delta, \xi = var)$ на точку інтересу (δ, λ) , яка суб'єктивно враховує вплив відхилення довжини на залишкову міцність. Її визначимо аналогічно:

$$W_\xi((\delta, \xi), (\delta, \lambda)) = W_\xi(\xi, \delta, \lambda) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } z \leq |\alpha_{LL}(\delta, \xi) - \alpha_{LL}(\delta, \lambda)|; \\ 1 - z^{-2}(\alpha_{LL}(\delta, \xi) - \alpha_{LL}(\delta, \lambda))^2, & \text{інакше.} \end{cases} \quad (7)$$

І, врешті-решт, вводимо поняття повної ваги $W_{\eta\xi}$ експериментальної точки $(\eta = var, \xi = var)$ на точку інтересу (δ, λ) , яку знаходимо як добуток двох окремих вище наведених ваг:

$$W_{\eta\xi}(\eta, \xi, \delta, \lambda) = W_\eta(\eta, \delta, \lambda) \cdot W_\xi(\xi, \delta, \lambda) \leq 1. \quad (8)$$

Фактично розраховане значення ваги розглядають як кількість ефективних експериментів. Далі застосовуємо загальні правила статистичного оброблення даних. Для заданого масиву всіх використовуваних експериментальних точок введемо поняття кількості експериментів $\Omega(\delta, \lambda)$, що відносяться до цієї точки інтересу (δ, λ) . Очевидно, що:

$$\Omega(\delta, \lambda) = \sum W_{\eta\xi, i}(\eta, \xi, \delta, \lambda), \quad (9)$$

де нижній індекс i характеризує номер певної експериментальної точки. Тепер похибку визначення залишкової міцності для конкретної точки інтересу (δ, λ) (похибка моделі) знаходимо як суму добутоків похибок (5) на вагу експериментів, поділену на кількість всіх експериментів (ваг), тобто

$$\Psi(\delta, \lambda) = \frac{\sum (W_{\eta\xi, i}(\eta, \xi, \delta, \lambda) \cdot \sigma_i(\eta, \xi))}{\Omega(\delta, \lambda)}. \quad (10)$$

Визначення таргетованої оцінки точності формули (3). Вхідні експериментальні результати. Оскільки дослідження методологічне, то точність проаналізуємо лише для формули (3), для обмеженої кількості експериментальних даних точок інтересу (δ , λ). У праці [19] теоретично зіставляли й експериментально перевіряли три відомі формули, серед яких і формулу (3). Виявили, що вони дають близькі значення для дефектів глибиною 0,5 і менше. Тому проаналізуємо лише глибокі. Вибрали 25 експериментальних результатів, наведених раніше [28–30]. Це зумовлено тим, що всі сталеві труби досить пластичні, всі дефекти – прямокутні і зовнішні, а їх ширина незначна і зіставна з товщиною стінки; всі вхідні дані, зокрема, механічні властивості, релевантні, тобто їх визначали на зразках, виготовлених з цих труб, які тонкостінні.

Відмітимо, що експериментальні дані Інституту Баттеля [28] дуже популярні і стосуються таких безрозмірних глибин дефекту: $\eta \approx 0,4$ (три експерименти), $\eta \approx 0,6$ (три експерименти) та $\eta \approx 0,8$ (три експерименти). Всього ця статистика містить дев'ять експериментів, які нумеруватимемо від 1 до 9.

Дані Інституту проблем міцності [28] отримано для труб, виготовлених з нержавної сталі, під час вивчення ефекту “течія перед руйнуванням”. Тут також досліджували глибокі прямокутні вузькі дефекти, зокрема, два зразки з глибиною $\eta \approx 0,822$, три – $z \approx 0,733$ та два – $z \approx 0,644$. Далі їх нумеруватимемо від 10 до 16 (табл. 1–3).

Аmano та Макіно [30] досліджували труби, виготовлені з високоміцної сталі. В експериментах використовували прямокутні вузькі дефекти глибиною від $\eta \approx 0,67$ до 0,882. Всього виконано дев'ять експериментів, які нумеруємо від 17 до 25.

Проаналізуємо ще два додаткові експерименти, описані в праці [31], де прогнозували поведінку вузьких прямокутних поверхневих дефектів у трубах зі сталі X80-D. Досліджували механічні властивості круглих і плоских зразків з цієї сталі з границею міцності 723 та 712 МПа, відповідно. Для розрахунків вибрали їх середнє значення (табл. 1). Експериментальне значення α_{exp} розраховували, враховуючи, що номінальне напруження під час руйнування для першого типу зразка становило 236 МПа, а для другого 172 МПа.

Таблиця 1. Дані праці [31] з випробування труб зі сталі API X80-D

| N | <i>l</i> | <i>R</i> | <i>t</i> | <i>d</i> | η | ξ | σ_{U_s} , МПа | α_{exp} | α_{LL} | $\sigma(\eta, \xi)$ |
|----|----------|----------|----------|----------|--------|-------|-------------------------|-----------------------|---------------|---------------------|
| | mm | | | | | | | | | |
| 26 | 350 | 372,0 | 18,0 | 13,6 | 0,755 | 4,277 | 718 | 0,329 | 0,296 | –0,033 |
| 27 | 350 | 372,0 | 18,0 | 14,4 | 0,800 | 4,277 | 718 | 0,239 | 0,251 | 0,012 |

Також проаналізуємо дані, наведені в праці [4], де описано 293 експерименти. Використаємо лише шість із них. Критерієм вибору слугували тонкостінні труби, глибокі дефекти, поверхневі зовнішні дефекти (табл. 2). Додатково нумерували експерименти згідно з працею [4].

Приклад аналізу для однієї точки інтересу. Тепер оцінимо кожний конкретний експеримент. Використані результати наведені в перших трьох колонках узагальненої табл. 3, де η , ξ – безрозмірні глибина і довжина дефекту; $\sigma(\eta, \xi)$ – відхилення результатів експерименту від теоретично передбаченого значення залишкової міцності α_{LL} . Ці дані використовують для оцінки похибки моделі для кожної вибраної комбінації параметрів (δ , λ).

Для початку візьмемо $\delta = 0,6$, $\lambda = 1$. Вирахуємо вагу та похибку моделі для шостої експериментальної точки, вказаної в табл. 3, для якої $\eta = 0,599$, $\xi = 0,834$.

Таблиця 2. Дані праці [4] з випробування труб зі сталі API X70

| N | N [4] | l | R | t | d | η | ξ | σ_U | p_{exp} | α_{exp} | α_{LL} | $\sigma(\eta, \xi)$ |
|----|-------|-----|-------|------|------|--------|-------|------------|-----------|----------------|---------------|---------------------|
| | | | | | | | | MPa | | | | |
| 28 | 80 | 205 | 351,4 | 8,2 | 7,8 | 0,951 | 2,700 | 695 | 2,6 | 0,160 | 0,168 | 0,008 |
| 29 | 81 | 210 | 351,4 | 8,2 | 7,5 | 0,915 | 2,766 | 695 | 2,8 | 0,173 | 0,199 | 0,026 |
| 30 | 82 | 200 | 351,4 | 8,2 | 7,14 | 0,871 | 2,635 | 695 | 4,6 | 0,284 | 0,253 | -0,031 |
| 31 | 83 | 250 | 351,4 | 8,2 | 6,2 | 0,756 | 3,293 | 695 | 6,0 | 0,370 | 0,326 | -0,044 |
| 32 | 84 | 200 | 451,9 | 10,6 | 9,2 | 0,868 | 2,044 | 670 | 6,2 | 0,394 | 0,320 | -0,066 |
| 33 | 85 | 250 | 451,9 | 10,6 | 7,2 | 0,679 | 2,554 | 670 | 6,4 | 0,407 | 0,446 | 0,039 |

Крок перший. Приймаємо $\xi = \lambda = 1$ і рахуємо значення $\alpha_{LL}(\eta = 0,599, \lambda = 1)$:

$$\alpha_{LL} = \frac{1 + 1^2 \cdot 0,599 \cdot 0,401}{1 + 1^2 \cdot 0,599} = 0,7756. \quad (11)$$

Обчислюємо вагу W_η за формулою (6). Оскільки різниця значень α_{LL} , якщо $(\eta = 0,6, \lambda = 1) = 0,775$ та $\alpha_{LL} \eta = 0,399, \lambda = 1$, становить 0,0006, тобто дуже мала, то за формулою (6) маємо $W_\eta = 0,999999 \approx 1$.

Крок другий. Приймаємо значення $\eta = \delta = 0,6$ і рахуємо $\alpha_{LL}(\eta = 0,6, \xi = 0,834)$:

$$\alpha_{LL} = \frac{1 + 0,834^2 \cdot 0,6 \cdot 0,4}{1 + 0,834^2 \cdot 0,6} = 0,82333. \quad (12)$$

Знаходимо різницю між розрахунковим умовним значенням α_{LL} (11) і теоретичним (12). Маємо: $0,82333 - 0,775 = 0,048$. Далі за формулою (7) визначаємо парціальну вагу $W_\xi(\xi, \delta, \lambda) = 1 - 100(0,048)^2 = 0,77$.

Крок третій. Множимо парціальні ваги і знаходимо вагу цього вибраного експерименту на точку інтересу ($\delta = 0,6, \lambda = 1$), за формулою (8) $W_{\eta\xi} = 0,999999 \times \times 0,77 = 0,77$.

Аналогічно розраховуємо і для інших експериментальних точок, а також точок інтересу (δ, λ). У табл. 3 подано значення ваг всіх розглядуваних експериментальних даних для точки інтересу ($\delta = 0,6, \lambda = 1$). Розрахуємо сумарну вагу від всіх експериментальних точок Ω та середнє значення відхилення (похибку моделі) Ψ , що і є основним результатом дослідження. Значення Ω фактично свідчить про кількість експериментальних точок, які відносяться до точки інтересу. Що їх більше, то менший вплив неточностей і розкидів експериментальних даних на оцінку похибки моделі.

Графічні результати аналізу. Вище продемонстрували, як для кожної точки інтересу (розмірів дефекту) розрахувати умовну кількість експериментальних точок Ω та визначити середнє відхилення експериментальних даних від теоретично розрахованих (похибка моделі) Ψ .

Ці розрахунки можна запрограмувати для великої кількості точок інтересу і побудувати графіки – залежності безрозмірної довжини λ від фіксованої глибини дефекту δ . Побудуємо графіки для умовної кількості експериментів і середньої оцінки відхилення для фіксованого δ і змінного λ .

Встановили (див. рисунок) залежність кількості експериментів (штрихова лінія, права шкала) від середньої похибки моделі (суцільна лінія, ліва шкала) для $\delta = 0,5$. Як бачимо, закладена експериментальна статистика не є достатньою для цього значення δ . Кількість задіяних експериментів дуже мала. Тому отримані

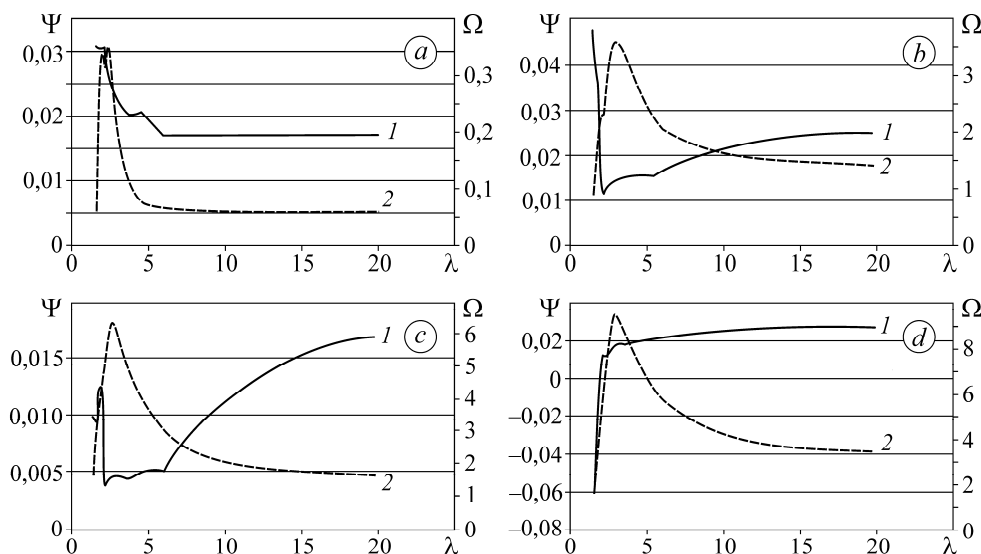
оцінки точності моделі не обґрунтовані. Встановили [19], що розрахункова модель (3) добре узгоджується з міжнародними стандартами.

Таблиця 3. Приклади розрахунку умовної кількості експериментальних точок (ваг) і похибки моделі для двох точок інтересу ($\delta = 0,6$, $\lambda = 1$)

| N | Вхідні дані | | | $\delta = 0,6; \lambda = 1$ | | |
|--|-------------|-------|---------------------|---|-----------|---------------|
| | η | ξ | $\sigma(\eta, \xi)$ | W_{η} | W_{ξ} | $W_{\xi\eta}$ |
| 1 | 0,399 | 4,231 | 0,012 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 0,398 | 2,492 | 0,03 | 0 | 0 | 0 |
| 3 | 0,398 | 0,858 | 0,075 | 0 | 0,83046 | 0 |
| 4 | 0,599 | 4,208 | 0,017 | 0,99996 | 0 | 0 |
| 5 | 0,599 | 2,433 | 0,031 | 0,99996 | 0 | 0 |
| 6 | 0,599 | 0,834 | 0,021 | 0,99996 | 0,76642 | 0,76639 |
| 7 | 0,813 | 4,196 | 0,046 | 0 | 0 | 0 |
| 8 | 0,813 | 2,268 | 0,041 | 0 | 0 | 0 |
| 9 | 0,813 | 0,846 | 0,009 | 0 | 0,79976 | 0 |
| 10 | 0,822 | 1,568 | -0,077 | 0 | 0 | 0 |
| 11 | 0,822 | 2,916 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 12 | 0,733 | 1,568 | -0,025 | 0,27692 | 0 | 0 |
| 13 | 0,733 | 2,916 | -0,012 | 0,27692 | 0 | 0 |
| 14 | 0,733 | 0,906 | 0,008 | 0,27692 | 0,92862 | 0,25715 |
| 15 | 0,644 | 1,568 | 0,05 | 0,92562 | 0 | 0 |
| 16 | 0,644 | 2,916 | -0,035 | 0,92562 | 0 | 0 |
| 17 | 0 | 0 | 0,038 | 0 | 0 | 0 |
| 18 | 0,6698 | 4,248 | 0,041 | 0,90352 | 0 | 0 |
| 19 | 0,7612 | 4,272 | 0,025 | 0 | 0 | 0 |
| 20 | 0,792 | 4,27 | 0,029 | 0 | 0 | 0 |
| 21 | 0,802 | 4,279 | 0,034 | 0 | 0 | 0 |
| 22 | 0,6927 | 2,135 | -0,013 | 0,65581 | 0 | 0 |
| 23 | 0,745 | 2,128 | 0,027 | 0,25404 | 0 | 0 |
| 24 | 0,7977 | 2,135 | 0,034 | 0 | 0 | 0 |
| 25 | 0,8817 | 2,131 | 0,066 | 0 | 0 | 0 |
| 26 | 0,755 | 3,024 | 0,011 | 0 | 0 | 0 |
| 27 | 0,8 | 3,024 | 0,057 | 0 | 0 | 0 |
| 28 | 0,951 | 2,7 | 0,008 | 0 | 0 | 0 |
| 29 | 0,915 | 2,766 | 0,026 | 0 | 0 | 0 |
| 30 | 0,871 | 2,635 | -0,031 | 0 | 0 | 0 |
| 31 | 0,756 | 3,293 | -0,044 | 0 | 0 | 0 |
| 32 | 0,868 | 2,044 | -0,066 | 0 | 0 | 0 |
| 33 | 0,679 | 2,554 | 0,039 | 0,75406 | 0 | 0 |
| Сума всіх ваг (кількість експериментів) | | | | $\Omega = \sum W_{\eta\xi,i} = 1,02355$ | | |
| Сума добутку ваг на похибку кожного експерименту | | | | $\sum W_{\eta\xi,i} \cdot \sigma_i = 0,01809$ | | |
| Середня похибка для заданої точки інтересу | | | | $\Psi = \frac{\sum W_{\eta\xi,i} \cdot \sigma_i}{\sum W_{\eta\xi,i}} = 0,01767$ | | |

Виконали подібний аналіз для $\delta = 0,6$ (див. рисунок, графік *b*). Як бачимо, експериментальна статистика табл. 3 значно краще відповідає цим значенням глибини. Про це свідчить умовна кількість експериментальних точок, що для $\lambda = 3,5$ досягає значення чотири, хоча для інших довжин менша. Для малих значень λ похибка моделі становить 0,04. Проте, з іншого боку, кількість експериментів для малих λ теж дуже мала (~ 1), що свідчить про невелику кількість експеримен-

тальних точок. Починаючи з $\lambda > 2$, похибка моделі стає меншою і не перевищує 0,025.



Визначення умовної кількості експериментів і точності моделі для $a - \delta = 0,5; b - 0,6; c - 0,7; d - 0,8$; 1 – сума всіх ваг (кількість експериментів) Ω ; 2 – середня похибка для заданої точки інтересу Ψ .

Determination of the conditional number of experiments and the accuracy of the model for $a - \delta = 0.5; b - 0.6; c - 0.7; d - 0.8$; 1 – the sum of all weights (number of experiments) Ω ; 2 – the average error for a given point of interest Ψ .

Розглянемо випадок, коли $\delta = 0,7$ (див. рисунок, графік *c*). Сума ваг для $\lambda = 3$ перевищує значення 6. Це означає, що для цієї точки інтересу маємо багато експериментальних точок і тому можна впевненіше оцінювати точність моделі. З ростом λ похибка збільшується і для великих значень досягає 0,02. Цікавим є випадок, коли $\delta = 0,8$ (див. рисунок, графік *d*), оскільки формули в більшості стандартів не передбачають застосування таких значень. Очевидно, що використана статистика придатна для аналізу таких дефектів, і при $\lambda = 3$ умовна кількість експериментів перевищує 9. Тобто отриману похибку можна вважати коректною. Її значення знаходиться в межах від $-0,04$ (за малих λ), до $0,015$ за $\lambda = 3$. Зі збільшенням λ похибка повільно зростає до $0,027$, а кількість експериментів зменшується до чотирьох.

ВИСНОВКИ

Визначено точність розрахункових моделей для оцінки граничного тиску в'язкого руйнування тонкостінних труб з поверхневими прямокутними дефектами. На відміну від існуючих підходів, де точність встановлювали для всього суб'єктивно вибраного масиву експериментальних даних, в досліджуваних визначали для кожного конкретного співвідношення розмірів дефекту. Для оцінки точності моделі для фіксованого співвідношення розмірів дефектів (точки інтересу) використано лише певний відфільтрований масив експериментальних даних. Причому кожен експеримент брали з певною вагою, яка залежить від того, наскільки суттєво відрізняються між собою теоретичні оцінки міцності для точки інтересу і конкретного експерименту. Метод встановлює умовну кількість експериментів для оцінки точності моделі для точки інтересу, яка свідчить, чи справді теоретична модель для даної точки інтересу достатньо обґрунтована. Якщо таких експери-

ментів критично мало, то точність розрахункових моделей не можна визначити. Власне метод дає змогу встановити кількість додаткових експериментів, щоб обґрунтувати точність тієї чи іншої формули. За великої їх умовної кількості можна статистично згладити помилки і точніше встановити дійсну точність моделі. До того ж подібний аналіз фіксує, для яких співвідношень розмірів дефектів застосовані формули є найменш точними. Використано обмежений масив експериментальних даних для оцінки точності формули (3). Виявлено, що точність моделі в інтервалі глибин дефектів $0,5 \leq \delta \leq 0,8$ загалом не нижче 0,04. Для довгих дефектів ($\lambda > 15$) розрахункова міцність систематично перевищує експериментальну на величину порядку 0,02. З іншого боку, для дефектів малих і середніх розмірів $1 < \lambda \leq 3$ експериментів недостатньо, щоб надійно встановити точність моделі (3).

Ця стаття є частиною науково-дослідного проєкту 0120U102216 Міністерства освіти і науки України.

1. Bhardwaj U., Teixeira A. P., and Guedes Soares C. Uncertainty quantification of burst pressure models of corroded pipelines // Int. J. of Pressure Vessels and Piping. – 2020. – **188**. – Article number 104208. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2020.104208>.
2. Inkabi K. S. and Bea R. G. Burst database verification study for corroded line-pipe // 23rd Int. Conf. on Offshore Mechanics and Arctic Eng. Vancouver, British Columbia, Canada, June, 20–25, 2004. – ASME, Canada, 2004. – **2**. – P. 45–53. <https://doi.org/10.1115/OMAE2004-51036>
3. Chauhan V. and Brister J. A review of methods for assessing the remaining strength of corroded pipelines // Technical Report. – GL Industrial Services UK Ltd, 2009. – Report Number 6781.
4. Staat M. Plastic collapse analysis of longitudinally flawed pipes and vessels // Nuclear Eng. and Design. – 2004. – **234**, № 1–3. – P. 25–43. <https://doi.org/10.1016/j.nucengdes.2004.08.002>
5. El Amine Ben Seghier M., Keshtegar B., and Elahmoune B. Reliability analysis of low, mid and high-grade strength corroded pipes based on plastic flow theory using adaptive nonlinear conjugate map // Eng. Failure Analysis. – 2018. – **90**. – P. 245–261. <https://doi.org/10.1016/j.engfailanal.2018.03.029>
6. Zhu X.-K. and Leis B. N. Evaluation of burst pressure prediction models for line pipes // Int. J. of Pressure Vessels and Piping. – 2012. – **89**. – P. 85–97. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2011.09.007>
7. Kiefner J. F., Vieth P. H., and Roytman I. Continued Validation of RSTRENG // Report on PR-218-9304 to Pipeline Supervisory Committee. – PRCI, 1996. – Report Catalog No. L51749.
8. Witek M. Structural integrity of steel pipeline with clusters of corrosion defects // Materials. – 2021. – **14**, № 4. – P. 1–15. <https://doi.org/10.3390/ma14040852>
9. Zhou W. and Huang G. X. Model error assessments of burst capacity models for corroded pipelines // Int. J. of Pressure Vessels and Piping. – 2012. – **99–100**. – P. 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2012.06.001>
10. Reliability assessments of corroded pipelines based on internal pressure – A review / R. Amaya-Gómez, M. Sánchez-Silva, E. Bastidas-Arteaga, F. Schoefs, and F. Muñoz // Eng. Failure Analysis. – 2019. – **98**. – P. 190–214. <https://doi.org/10.1016/j.engfailanal.2019.01.064>.
11. Ahammed M. and Melchers R. E. Reliability of underground pipelines subject to corrosion // J. of Transportation Eng. – 1994. – **120**, № 6. – P. 989–1002. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-947X\(1994\)120:6\(989\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-947X(1994)120:6(989))
12. A risk assessment framework considering uncertainty for corrosion-induced natural gas pipeline accidents / X. Li, J. Wang, R. Abbassi, and G. Chen // J. of Loss Prevention in the Process Industries. – 2022. – **75**. – Article number 104718. <https://doi.org/10.1016/j.jlp.2021.104718>
13. An integrated risk assessment of onshore gas transmission pipelines based on defect population / M. Witek, A. Batura, I. Orynyak, and M. Borodii // Eng. Struct. – 2018. – **173**. – P. 150–165. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2018.06.092>
14. Subset simulation-based reliability analysis of the corroding natural gas pipeline / W. Yu, W. Huang, K. Wen, J. Zhang, H. Liu, K. Wang, J. Gong, J. Gong, and C. Qu // Reliability Eng. & System Safety. – 2021. – **213**. – Article number 107661. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2021.107661>

15. *Reliability analysis of intact and defected pipes for internal pressure related limit states specified in CSA Z622:19* / Q. Zheng, A. K. Abdelmoety, Y. Li, M. Kainat, N. Yoosef-Ghods, and S. Adeeb // *Int. J. of Pressure Vessels and Piping*. – 2021. – **192**. – Article number 104411. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2021.104411>
16. *Netto T. A., Ferraz U. S., and Estefen S. F.* The effect of corrosion defects on the burst pressure of pipelines // *J. of Constructional Steel Res.* – 2005. – **61**, № 8. – P. 1185–1204. <https://doi.org/10.1016/j.jcsr.2005.02.010>
17. *Cronin D. S.* Assessment of Corrosion Defects in Pipelines. – Ph.D. thesis, University of Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada, 2000. <http://hdl.handle.net/10012/478>
18. *Recommended Practice DNVGL-RP-F101: Corroded Pipelines*, Available. – DNVGL, 2017. <https://www.dnvgl.com/oilgas/download/dnvgl-rp-f101-corroded-pipelines.html>
19. *Orynyak I., Bai J., and Mazuryk R.* Analytical limit load procedure for the axial complex shaped defect in a pressurized pipe // *J. of Pressure Vessel Techn., Transact. of the ASME*. – 2022. – **144**, № 4. – Article number 041305 EN. <https://doi.org/10.1115/1.4052851>
20. *Torop V. M. and Orynyak I. V.* The evaluation of the structural strength of pipes and pressure vessels with axial cracks // *Int. J. of Pressure Vessels and Piping*. – 1992. – **53**, № 1. – P. 159–179. [https://doi.org/10.1016/0308-0161\(93\)90109-7](https://doi.org/10.1016/0308-0161(93)90109-7)
21. *Yan Z., Zhang S., and Zhou W.* Model error assessment of burst capacity models for energy pipelines containing surface cracks // *Int. J. of Pressure Vessels and Piping*. – 2014. – **120–121**, № 1. – P. 80–92. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2014.05.007>
22. *Guo L., Niffenegger M., and Jing Z.* Statistical inference and performance evaluation for failure assessment models of pipeline with external axial surface cracks // *Int. J. of Pressure Vessels and Piping*. – 2021. – **194**. – Article number 104480. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2021.104480>
23. *Analysis of the failure behavior of longitudinally flawed pipes and vessels* / W. Stoppler, D. Sturm, P. Scott, and G. Wilkowski // *Nuclear Eng. and Design*. – 1994. – **151**, № 2–3. – P. 425–448. [https://doi.org/10.1016/0029-5493\(94\)90186-4](https://doi.org/10.1016/0029-5493(94)90186-4)
24. *Staat M. and Vu D. K.* Limit analysis of flaws in pressurized pipes and cylindrical vessels. Part I: Axial defects // *Eng. Fract. Mech.* – 2007. – **74**, № 3. – P. 431–450. <https://doi.org/10.1016/j.engfracmech.2006.04.031>
25. *Abdel Ghani M., Tewfik G., and Djahida D.* Determination of limit load solution for the remaining load-carrying capacity of corroded pipelines // *J. of Pressure Vessel Techn., Transact. of the ASME*. – 2016. – **138**, № 5. – Article number 051701. <https://doi.org/10.1115/1.4033090>
26. *Zhu X. K.* A comparative study of burst failure models for assessing remaining strength of corroded pipelines // *J. of Pipeline Sci. and Eng.* – 2021. – **1**, № 1. – P. 36–50. DOI: 10.1016/j.jpse.2021.01.008
27. *Krasovskii A., Orynyak I., and Torop V.* Ductile failure of cylindrical bodies with axial cracks loaded by internal pressure // *Strength of Mat.* – 1990. – **22**, № 2. – P. 172–177. <https://doi.org/10.1007/BF00773234>
28. *Fracture Design Practice For Pressure Piping* / A. R. Duffy, G. M. McClure, R. J. Eiber, and W. A. Maxey // *Fracture: an Advanced Treatise* (Ed.: H. Liebowitz). – Publ.: Academic Press, 1969. – **5**. – P. 159–232.
29. *Test results for edge-notched pipe specimens within framework of experimental substantiation of the leak-before-break phenomenon* / I. V. Orynyak, N. I. Vlasenko, V. Y. Kozlov, Y. A. Andrieshin, E. V. Chechin, K. P. Buisikh, S. M. Ageev, and O. A. Yanko // *Strength of Mat.* – 2012. – **44**, № 5. – P. 562–573. DOI: 10.1007/s11223-012-9409-y
30. *Amano T. and Makino H.* Evaluation of leak/rupture behavior for axially part-through-wall notched high-strength line pipes // 9th Int. Pipeline Conf. (Calgary, Alberta, Canada). – IPC, Canada, 2012. – **3**. – P. 219–227. DOI: 10.1115/IPC2012-90216
31. *Evaluation of leak-before-break (LBB) behavior for axially notched X65 and X80 line pipes* / S. Kawaguchi, N. Hagiwara, T. Masuda, and M. Toyoda // *J. of Offshore Mech. and Arctic Eng.* – 2004. – **126**, № 4. – P. 350–357. <https://doi.org/10.1115/1.1834619>

Одержано 10.02.2021