УДК 628.14

Новохатній В.Г., Матяш О.В.
Полтавський національний технічний університет імені Юрія Кондратюка

РЕМОНТОПРИДАТНІСТЬ МЕТАЛЕВИХ ВОДОПРОВІДНИХ ТРУБ

Постановка проблеми. На сьогоднішній день водопровідні системи міст України потребує оновлення, а відповідно – значних капіталовкладень [1]. Переважна кількість елементів водопровідних споруд відпрацювала нормативний термін експлуатації, але найбільшою проблемою залишається зношеність труб водопровідних мереж [1]. Тому при проектуванні нових та реконструкції існуючих водопровідних мереж слід враховувати надійність труб, а саме – безвідмовність, ремонтопридатність та довговічність [2]. Фахівці з водопостачання найбільше уваги приділяють довговічності труб [4], але суттєво на надійність впливає також ремонтопридатність. Метою даної статті є оцінювання саме ремонтопридатності металевих труб.

Аналіз останніх досліджень вказує на постійну увагу науковців щодо встановлення причин пошкоджень труб водопровідних мереж, розроблення методик розрахунку основних показників надійності споруд водопровідного комплексу та реновації існуючих мереж [3, 4].

Викладення основного матеріалу досліджень. Оброблення результатів статистичних даних щодо часу відновлення працездатності металевих труб водопровідних мереж м. Кременчука дозволяє встановити закон розподілу випадкової величини t_i – часу відновлення працездатності та отримати числові показники. Усього проаналізовано 410 пошкоджень водопровідних труб. Обчислення виконано наступним чином:

- діапазон експериментальних значень випадкової величини t_i поділено на 10 рівних інтервалів із середнім значенням інтервалу t_{mid}; крок складає $\Delta t = \dfrac{t_{\max} - t_{\min}}{10} = \dfrac{97-1}{10} = 9{,}6$ *год*
- підраховано кількість попадань n_i випадкової величини t_i у кожний інтервал, причому: $n = \sum_{i=1}^{410} n_i$;
- обчислено експериментальні частоти попадання випадкової величини t_i у кожний інтервал (у тому числі значення, що дорівнюють нижній межі інтервалу):

$$f_i = \frac{t_i}{t},$$

Побудовано експериментальну гістограму і полігон розподілу випадкової величини – часу відновлення працездатності t_i (рис. 1, 2). Зовнішній вигляд гістограми (рис. 1) вказує на те, що можна скористатись експоненціальним законом розподілу, для якого густина ймовірності обчислюється за формулою

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t},$$

де λ – параметр експоненціального закону розподілення.

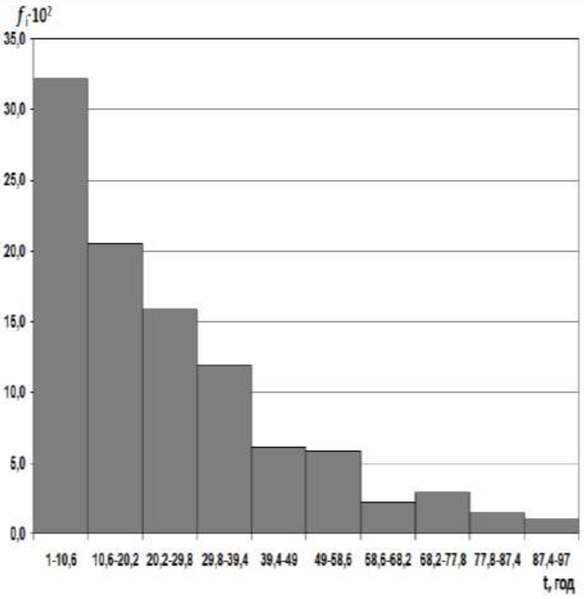

Рис. 1. Гістограма розподілу часу відновлення працездатності t_i

Для спрощення розрахунків вибрано умовний нуль $t_0=5{,}8$, що відповідає значенню q_i з максимальною частотою та підраховані умовні варіанти u_i

$$u_i = \frac{t_i - t_0}{\Delta t}.$$

Виконуємо контроль обчислень:

$$\sum n_i \cdot u_i^4 + 4\sum n_i \cdot u_i^3 + 6\sum n_i \cdot u_i^2 +$$
$$+4\sum n_i \cdot u_i \; + n = n_i(u_i+1)^4 =$$
$$=117789 + 4\cdot 18575 + 6\cdot 3405 +$$
$$+4\cdot 803 + 410 = 216141.$$

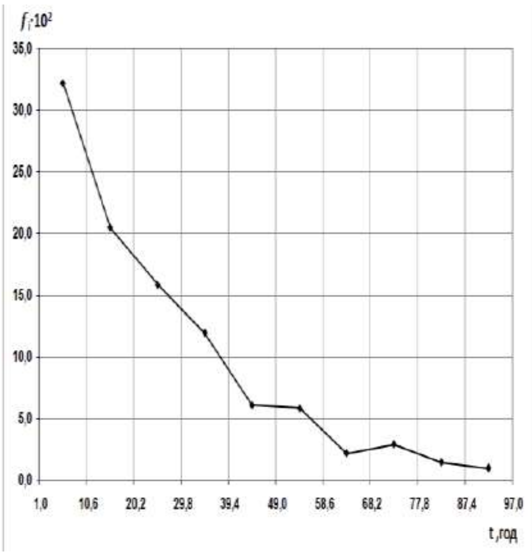

Рис. 2. Полігон розподілу часу відновлення працездатності t_i

Визначаємо статистичні характеристики:

- умовні моменти 1-4 порядків

$$M_1 = \frac{\sum n_i u_i}{n} = \frac{803}{410} = 1{,}96;$$

$$M_2 = \frac{\sum n_i u_i^2}{n} = \frac{3405}{410} = 8{,}30;$$

$$M_3 = \frac{\sum n_i u_i^3}{n} = \frac{18575}{410} = 45{,}30;$$

$$M_4 = \frac{\sum n_i u_i^4}{n} = \frac{117789}{410} = 527{,}17.$$

Обчислення виконано методом добутків у вигляді таблиці (табл. 1). Вибіркові числові характеристики:

- математичне очікування

$$a = M_1 \Delta t + t_0 = 1{,}96\cdot 9{,}6 + 5{,}8 = 24{,}60;$$

- дисперсія

$$\sigma^2 = (M_2 - M_1^2)\Delta t^2 =$$
$$= (8{,}30 - 1{,}96^2)9{,}6^2 = 411{,}86;$$

- параметр експоненціального закону розподілу $\lambda = \frac{1}{a} = \frac{1}{24{,}60} = 0{,}041.$

Для перевірки відповідності експериментального розподілу експоненціальному закону використаємо критерій Пірсона, для чого складемо розрахункову таблицю (табл. 2) та знайдемо експериментальні значення критерію Пірсона:

$$\chi^2 = \sum \frac{[f_i - p_i]^2}{p_i}.$$

Таблиця 1 – Обробка результатів вибірки

Інтервал t_i		t_{mid}	n_i	f_i	u_i	$u_i \cdot n_i$	$n_i \cdot u_i^2$	$n_i \cdot u_i^3$	$n_i \cdot u_i^4$	$n_i(u_i+1)^4$
1		**2**	**3**	4	5	6	7	8	9	10
1,00	10,60	7,250	5,800	**132**	0,321951	0	0	0	0	0
10,6	20,20	19,750	15,400	84	0,204878	1	84	84	84	84
20,2	29,80	32,250	25,000	65	0,158537	2	130	260	520	1040
29,8	39,40	44,750	34,600	49	0,119512	3	147	441	1323	3969
39,4	49,00	57,250	44,200	25	0,060976	4	100	400	1600	6400
49,0	58,60	69,750	53,800	24	0,058537	5	120	600	3000	15000
58,6	68,20	82,250	63,400	9	0,021951	6	54	324	1944	11664
68,2	77,80	94,750	73,000	12	0,029268	7	84	588	4116	28812
77,8	87,40	107,25	82,600	6	0,014634	8	48	384	3072	24576
87,4	97,00	119,75	92,200	4	0,009756	9	36	324	2916	26244
Сума			410,00	1		803	3405	18575	117789	216141

Таблиця 2 – Перевірка відповідності за критерієм Пірсона

t_{mid}	Експериментальний розподіл			Теоретичний розподіл			Критерій Пірсона		
	t_i	f_i	p_i	$f(t)=\lambda e^{-\lambda t}$	$F(t)$	$P(t)$	f_i	$F(t)$	χ^2
5,8	132	0,322	0,0335	0,03213	0,2095	0,7905	0,322	0,2095	0,0393
15,4	84	0,205	0,0213	0,02178	0,4642	0,5358	0,205	0,2548	0,0122
25,0	65	0,159	0,0165	0,01476	0,6369	0,3631	0,159	0,1727	0,0013
34,6	49	0,120	0,0124	0,01000	0,7539	0,2461	0,120	0,1170	0,0001
44,2	25	0,061	0,0064	0,00678	0,8332	0,1668	0,061	0,0793	0,0055
53,8	24	0,059	0,0061	0,00459	0,8870	0,1130	0,059	0,0537	0,0004
63,4	9	0,022	0,0023	0,00311	0,9234	0,0766	0,022	0,0364	0,0095
73,0	12	0,029	0,0030	0,00211	0,9481	0,0519	0,029	0,0247	0,0007
82,6	6	0,015	0,0015	0,00143	0,9648	0,0352	0,015	0,0167	0,0000
92,2	4	0,010	0,0010	0,00097	0,9762	0,0238	0,010	0,0113	0,0003
Сума									**0.069**

За таблицею критичних точок розподілу χ^2, заданим рівнем довіри $\alpha = 0.95$ та кількістю ступенів свободи $k = 10 - 2 = 8$ знаходимо критичну точку $\chi^2 = 2,73$.

Оскільки визначене за результатами експериментальних даних значення критерію $\chi^2 = 0,069$ не перевищує критичну точку $\chi^2 = 2,73$, то гіпотеза про експоненціальний розподіл випадкової величини приймається. Результати перевірки наведені на рис. 3.

Дослідження часу відновлення працездатності металевих труб водопровідних мереж м. Кременчук показав, що час відновлення підпорядкований експоненціальному закону розподілу. Аналіз статистичних даних показав, що 80% аварій на водопровідних мережах ліквідується протягом двох діб, а числові значення часу відновлення знаходяться в межах $t_{\min} = 23,3\,год \le t_{mid} = 24,6\,год \le t_{\max} = 25,8\,год$. Інтервальні оцінки для параметра потоку відмов обчислені відповідно до ГОСТ 11.005-74 [5]. Встановлено, що ремонтопридатність труб суттєво не залежить від матеріалу та діаметра труб (рис. 4).

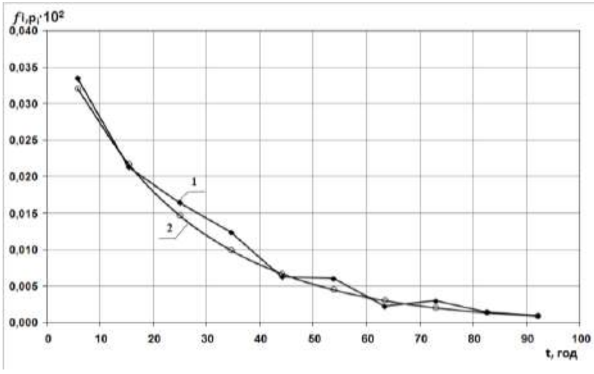

Рис. 3. Експериментальний полігон (1) і теоретичний (2) розподіл середнього часу відновлення працездатності металевих труб

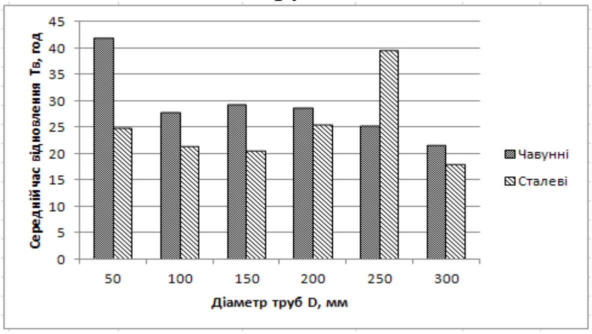

Рис. 4. Залежність ремонтопридатності металевих труб від діаметра

ЛІТЕРАТУРА:

1. Гіроль М.М. Ефективність систем водопостачання України як фактор національної безпеки держави / М.М. Гіроль, Г.М. Семчук. Надзвичайна ситуація, №5, 2001.
2. Надійність техніки. Терміни та визначення. ДСТУ 2860-94 – К.: Держстандарт України, 1995.– 45 с.
3. Найманов А.Я. Показатели качества функционирования систем водоснабжения и канализации. / А.Я. Найманов, Ю.В. Гостева

// Вісник ДонНАБА. – Вип. 6 (86). – 2010. – С. 53 – 57.
4. Храменков С.В. Современные бестраншейные методы ремонта трубопроводов / С.В. Храменков, В.А. Загорский, В.И. Дрейцер, Л.В. Плешков // Водоснабжение и санитарная техника. – 1998. – №3. – С. 14 – 17.
5. ГОСТ 11.005-74. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров экспоненциального распределения и распределения Пуассона. – М.: Издательство стандартов, 1974. – 29 с.

УДК 697+699.82

Чайка Ю.І., Гвоздецкий О.В., Красненко Т.І.
Харківский національний університет будівництва і архітектури

ЕКОНОМІЧНЕ ОБҐРУНТУВАННЯ МОДЕРНІЗАЦІЇ ІСНУЮЧИХ ОДНОТРУБНИХ СИСТЕМ ОПАЛЕННЯ

В масовому будівництві багатоповерхових житлових будівель в Україні у 70-90 роки минулого століття використовувалися однотрубні вертикальні системи опалення (без автоматичного індивідуального регулювання опалювальних приладів), рис. 1, з причини можливості їх уніфікації, зменшеної протяжності трубопроводів і підвищеної гідравлічної стійкості. Подальша експлуатація цих систем веде з одного боку до неможливості утворення умов теплового комфорту у опалюваних приміщеннях [1], з другого боку до перевитрати теплової енергії при експлуатації, що в умовах економічної кризи, гострого дефіциту енергоносіїв - неприпустимо.

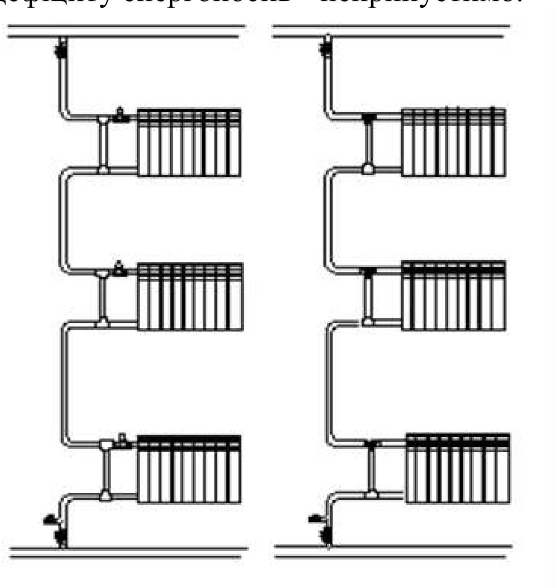

Рис.1. Схема однотрубної вертикальної системи опалення

Існує погляд, що однотрубні системи вже відпрацювали своє і єдине місце для їх застосування - звалище металобрухту. Тобто необхідно з існуючого житлового фонду вирізати всі однотрубні системи і замінити їх горизонтальними двотрубними поквартирніми. Безумовно двотрубні системи найкращі з точки зору створення комфортних теплових умов, регулювання, забезпечення приладами обліку теплової енергії, але існують певні заперечення:

- однотрубні системи вже існують і хоч якось працюють, на їх будівництво вже потрачено певні кошти і термін експлуатації однотрубних систем ще не закінчився;
- на демонтаж однотрубних систем, проектування, закупівлю матеріалів і обладнання для монтажу двотрубних систем потрібні кошти, не всі мешканці такі кошти мають;
- не всім мешканцям сподобаються ремонтні роботи в їх відремонтованих приміщеннях.

Для зниження споживання теплової енергії однотрубними системами опалення існуючих житлових будинків при створенні та підтриманні ними умов теплового комфорту, необхідно виконати комплекс заходів.

По-перше, житловий фонд потребує утеплення зовнішніх огороджувальних